

TARTU ÜLIKOOL
Majandusteaduskond
Ettevõtetmajanduse instituut

Vallo Lees

**ETTEVAATAVA JA AJALOOLISE P/E KORDAJA
TÄPSUS BÖRSIL NOTEERITUD ETTEVÕTTE
VÄÄRTUSE HINDAMISEL**

Magistritöö sotsiaalteaduse magistri kraadi taotlemiseks majandusteaduses

Juhendaja: lektor Mark Kantšukov

Tartu 2013

Soovitan suunata kaitsmisele

(juhendaja allkiri)

Kaitsmisele lubatud “ “.....2013. a.

..... õppetooli juhataja

.....

(õppetooli juhataja nimi ja allkiri)

Olen koostanud töö iseseisvalt. Kõik töö koostamisel kasutatud teiste autorite tööd, põhimõttelised seisukohad, kirjandusallikatest ja mujalt pärinevad andmed on viidatud.

.....

(töö autori allkiri)

SISUKORD

Sissejuhatus	4
1. Analüütikute prognoosivead kordajate põhise väärtuse hindamise meetodi kontekstis – teoreetiline tagapõhi.....	7
1.1. Täpsus müügipoole analüütikute kasumiprognosides	7
1.2. Võrdlushindamise meetodi kasutamise eeldused	20
1.3. Ülevaade varasematest töödest kordajate põhise väärtuse hindamise meetodi täpsuse kohta	34
2. Analüütikute prognoositäpsuse analüüs suuremate USA börsiettevõtete näitel perioodil 1992-2012.....	43
2.1. Andmed ja metoodika.....	43
2.2. Kirjeldav statistika ja tulemused	53
2.3. Tulemuste võrdlus varasemate töödega ning järeldused	61
Kokkuvõte	68
Viidatud allikad.....	73
Lisad.....	80
Lisa 1. S&P 100 indeksisse kuuluvad ettevõtted seisuga 21.11.2012.....	80
Lisa 2. Viimase nelja kvartali tegelikud (EPS_0) ning järgmise nelja kvartali prognoositud (EPS_1) kohandatud aktsiapõhise puhaskasumi keskmised ettevõtete lõikes.	83
Lisa 3. Analüütikute keskmised protsentvead (PE) valimi ettevõtete lõikes.	84
Lisa 4. Analüütikute prognooside absoluutsete protsentvigade aritmeetilised- ja mediaankeskmised ettevõtete lõikes.....	85
Summary	86

SISSEJUHATUS

Ettevõtte väärtuse hindamine on üks kesksemaid küsimusi majandusteaduse rahanduse suunal. See puudutab olenevalt situatsioonist mitmeid huvigruppe nagu näiteks potentsiaalseid investoreid, praegusi aktsionäre, võlausaldajaid, pankrotihaldureid, saneerimismenetlejad. Ettevõtte väärtuse hindamiseks on välja töötatud erinevaid meetodeid, kuid üheks enamkasutatavaks võib lugeda võrdleva hindamise meetodit, mille üks alamliike on ettevõtte väärtuse hindamine sarnaste ettevõtete väärtuskordajate põhjal.

Üks põhjuseid väärtuskordajate põhise hindamismeetodi populaarsuse taga on selle meetodi kasutamise lihtsus ja arusaadavus. Siiski tuleb silmas pidada, et hindaja seisukohalt on eesmärgiks saada võimalikult täpne hinnang ettevõtte väärtuse kohta. Sellest lähtuvalt selgitati varasemates uuringutes välja, millise suhtarvu rakendamine tagaks hindaja jaoks täpseima võimaliku tulemuse. Enamikest uuringutest ilmneb, et täpsem ettevõtte väärtus on tuletatav kasutades niinimetatud hinna-kasumi ehk P/E väärtuskordajaid. Lisaks on leitud, et täpsema tulemuse tagab analüütikute kasumiprognosidel põhineva ehk ettevaatava P/E kasutamine, eelmise 12-kuu puhaskasumi põhjal tuletatud P/E kordaja ees.

Ettevaatava P/E kasutamine tõstatab aga ühe probleemi, mis on seotud prognooside kasutamisega. Nimelt ei õnnestu ka professionaalsetel analüütikutel ettevõtete kasumeid täpselt prognoosida, mis toob esile küsimuse ettevaatava P/E suhtarvu väärtuse õigsuses. Varasemad uurimused väärtuskordajate põhise hindamismeetodi täpsusest pole antud aspektiga aga arvestanud, mistõttu ongi käesolev uurimus ajendatud sellest, et antud tühimik täita.

Põhjus, miks eelnevad tööd pole prognooside paikapidavuse teemale keskendunud, võib peituda informatsiooniliselt efektiivse turu eeldamises, mistõttu peaksid ettevõtete turuhinnad kajastama prognooside ebatäpsust. Siiski on leitud, et vähemalt täielikult see

ettevõtete aktsiahindades ei kajastu, mis iseenesest veel ei tähenda, et turud oleksid ebaefektiivsed. Tulenevalt prognoosivigade mõõtmise eripärast on võimalik küll tuletada keskmine prognoosiviga, kuid selle vea suund on teadmata ja selgub alles tagantjärele. Seetõttu ei saa prognoosiviga kajastuda aktsiahindades ettevaatavalt.

Käesolev uurimus on seega analüüs sellest, kui täpsed on ettevaatavad P/E väärtuskordajad võrreldes tagasivaatavate P/E väärtuskordajatega, kui varasemate uurimuste hindamisviga kohandada ka analüütikute prognoosiveaga. Konkreetsemalt on antud magistritöö eesmärgiks selgitada ettevaatava P/E ja tagasivaatava P/E põhjal tuletatud ettevõtte väärtuse hinnangu hälbumist ettevõtte tegelikust väärtusest.

Eesmärgi saavutamiseks püstitatakse järgnevad uurimisülesanded:

- 1) luua teoreetiline käsitlus analüütikute prognooside täpsusest ning prognooside kujunemisest võrdlushindamise kontekstis,
- 2) käsitleda P/E kordaja väärtust mõjutavaid tegureid käsitlus nii teoreetilisest kui ka empiirilise perspektiivist lähtudes,
- 3) käsitleda varasemaid uurimusi kordajate põhiseest väärtuse hindamise meetodist ning tuua välja järeldused saadud tulemuste kohta selgitamaks autori rõhuasetust P/E väärtuskordajatele,
- 4) empiirilise analüüsi valimi koostamine USA suuremate ettevõtete seast,
- 5) analüütikute prognoositäpsuse mõõtmine USA ettevõtete valimi põhjal,
- 6) tulemuste kõrvutamine varem läbi viidud uuringutega ning järelduste tegemine ettevaatava ja tagasivaatava P/E põhjal saadud väärtushinnangu täpsuse kohta.

Käesolev magistritöö koosneb kahest peatükist. Esimene neist on teoreetiline peatükk ning selles keskendutakse analüütikute kasumiprognoside täpsusele ning võrdlushindamisele. Antud peatükis käsitleb autor analüütikute prognoositäpsust võrdlushindamise meetodiga leitud ettevõtte väärtuse kontekstis, tuues välja ka varasemate empiiriliste uurimuste tulemused analüütikute prognooside täpsuse ning väärtuskordajate hindamise meetodi täpsuse kohta. Teoreetiline peatükk keskendub uurimisülesannetele 1-3.

Teoreetilises osas toetub autor toetunud eelkõige vastavasisulistele teadusartiklitele. Peamine rõhk on asetatud järgnevate autorite töödele: Dreman ja Berry (1995), Dechow *et al.* (2000), Schreiner ja Spremann (2007), Liu *et al.* (2002), Damodaran (2002).

Töö empiirilises osas analüüsitakse USA suuremate börsiettevõtete näitel analüütikute kohandatud aktsiapõhise prognooside täpsust perioodil 1992-2012. Empiirilises osas kasutatavad andmed pärinevad Bloomberg Professional andmebaasist. Kuna andmed on võetud kalendriaasta kvartaalsete intervallidena ehk iga kvartali viimase kuupäeva seisuga ning kõikide valimi ettevõtete majandusaastad ei ühtinud kalendriaastaga või kalendriaasta kvartalitega, siis tuli läbi viia kohandusi. Selleks kasutati Earnings.com andmebaasi ettevõtete majandustulemuste avalikustamise kuupäevade kohta. Kuna andmebaas oli tagasiulatuvalt kättesaadav kuni 1999. aastani, siis selliste ettevõtete puhul, mille majandusaasta oli kalendriaasta kvartalitest erinev, osutus vaatlusalune periood mõnevõrra lühemaks.

Antud andmete põhjal mõõdetakse analüütikute prognooside hälbimist tegelikust tulemusest ning analüüsi põhjal saadud tulemusi kõrvutatakse varem läbiviidud tööde tulemustega väärtuskordajate hindamise meetodi täpsuse kohta selgitamiseks, kas varasemate uurimuste tulemused muutuvad, kui arvestada analüütikute prognooside ebatäpsusega. Prognoositäpsuse mõõtmisel ning statistiliste testide läbiviimisel kasutati tarkvaraprogramme *Microsoft Excel 2007* ja *Stata 12*. Empiirilises osas käsitletakse uurimisülesandeid 4-6.

1. ANALÜÜTIKUTE PROGNOOSIVEAD KORDAJATE PÕHISE VÄÄRTUSE HINDAMISE MEETODI KONTEKSTIS – TEOREETILINE TAGAPÕHI

1.1. Täpsus müügipoole analüütikute kasumiproгноosis

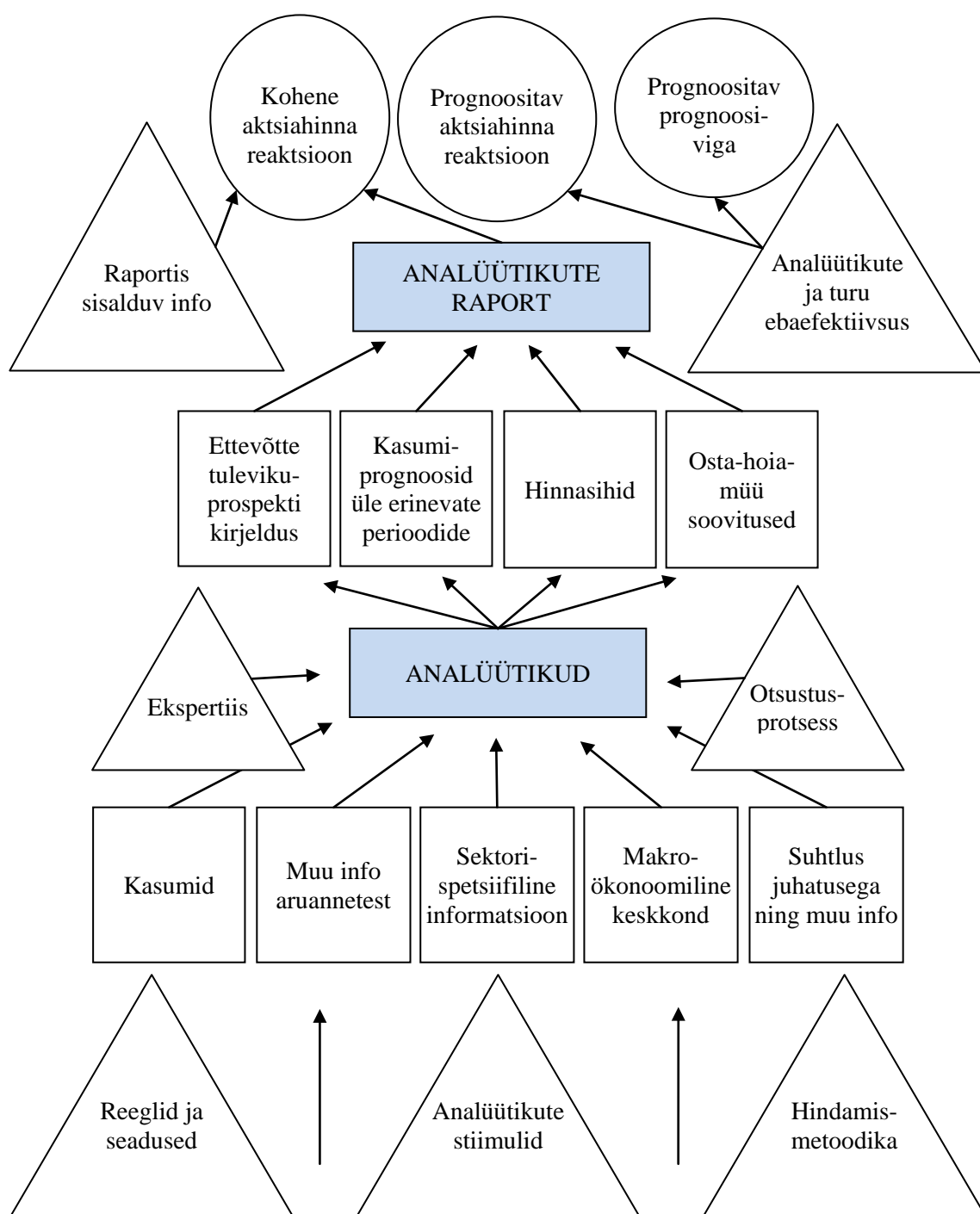
Nii ettevaatavad suhtarvud kui ka oodatavad kasvumäärad põhinevad prognoosidel, mille realiseerumine pole aga sugugi garanteeritud. See tähendab, et vastupidiselt tagasivaatavatele suhtarvudele (*historical multiple*), pole ettevaatava kordaja (*forward-looking multiple*) nimetajas olev väärtuskäitur (*value driver*) veel tegelik näitaja. Seetõttu ei pruugi analüütikute prognooside põhjal arvutatud ettevaatavad suhtarvud olla korrektsed, sest tegelikud tulemused võivad prognoosist hälbida. Kahjuks on võimalik ettevaatava väärtuskordaja korrektsuses veenduda alles tagantjärele ehk siis, kui tegemist on juba tagasivaatava suhtarvuga. Siiski peaks ettevõtte väärtuse hindaja arvesse võtma prognooside hälbimist, et tagada hinnangu korrektsem väärtus. Selleks, et arvestada prognooside ebatäpsusega, tuleks uurida, kui hästi suudavad analüütikud kasumeid prognoosida ning millest kasumiproгноosis sõltuvad.

Kõigepealt aga tuleks eristada müügi- (*sell-side*) ning ostupoole (*buy-side*) analüütikuid. Ostupoole analüütikud töötavad varahaldusettevõtetes ning nende eesmärgiks on koostada analüüsi varahaldurite tarbeks, kusjuures antud analüüsiraportid on mõeldud ainult ettevõttesiseseks kasutamiseks. Müügipoole analüütikud töötavad maaklerfirmade heaks ning nende koostatud analüüside tarbijad on maaklerid ning kliendid. Ühtlasi on müügipoole analüütikute kasumiproгноosis ning aktsiasoovitused kättesaadavad ka laiemale avalikkusele, mistõttu keskendubki käesolev töö edaspidi müügipoole analüütikute prognoosidele. (Cheng *et al.* 2005: 1)

Analüütikute ekspertiis tuleneb erinevate informatsiooniallikate analüüsimisest. Nende hulka kuuluvad finantsjärelvalve organitele esitatavad aruanded, perioodilised finantsaruanded, tööstusharu ning makromajanduslikud näitajad, juhatuse konverentskõned ning teised teadaanded. Antud informatsiooni põhjal koostavad analüütikud finantsproгноosid, hinnasihid, aktsiasoovitused ning esitavad kvalitatiivsed andmed, mis kirjeldavad ettevõtet. Investorid kasutavad analüütikute poolt koostatud raporteid kauplemisotsuste langetamiseks, mis mõjutab aktsia turuhinda. Kui analüütikute prognooside koostamise protsess ning kapitaliturud on efektiivsed, siis peaks turuhindades ning analüütikute prognoosides koheselt sisalduma kogu saadaolev informatsioon. Ebaefektiivsus tingib aga prognoosivead ning sellest omakorda tulenevad muutused aktsia hinnas. (Ramnath *et al.* 2008: 37-38)

Lisaks eelpool mainitule sõltub analüütikute raporti sisu reeglitest ja seadustest, mis riikide vahel erineda võivad, analüütikute majanduslikest stiimulitest ning käitumuslikest kallakutest. Ka andmete kättesaadavus, ökonomeetrilised meetodid ja matemaatilised mudelid võivad piirata analüütikute arusaama sellest, mis tegelikult aktsiahinna liikumist põhjustab. Analüütikute raporti koostamise protsess on kokku võetud joonisel 1 (vt. järgmine lehekülg). Nagu näha, on analüütikutega seotud uurimisvaldkond äärmiselt lai ning kõiki aspekte analüütikute otsustusprotsessis ei ole võimalik antud töö raames käsitleda, mistõttu keskendub autor edaspidi analüütikute prognooside täpsusele ning prognoosidega seonduvatele analüütikute stiimulitele.

Majandusteadlased ning professionaalsed investorid on ühel meelel, et ettevõtte puhaskasum on peamine aktsia hinna käitur. Tänapäevane aktsiaanalüüs keskendub hinnamuutuste prognoosimisele läbi kasumite prognoosimise lühiajalises perspektiivis. Aktsiaanalüüse müüvate maaklerettevõtete peamiseks eesmärgiks on pakkuda võimalikult täpseid prognoose, sest isegi väikesed hälvimised tegelikust kasumist võivad kaasa tuua suured muutused aktsia hinnas. Täpsed prognoosid on ka mitmetes kaasaegsetes aktsiate väärtuse hindamise mudelites kesksel kohal. Ettevõtte sisemise väärtuse mudelid, mis tuginevad kasumitele, dividendidele ja rahavoogudele, nõuavad ettevõtte väärtuse leidmiseks prognoose kasumite kohta, mis ulatuvad 10 aastani või isegi üle selle. (Dreman, Berry 1995: 30)



Joonis 1. Analüütikute raporti koostamise protsess ja seotud uurimisvaldkonnad (Ramnath *et al.* 2008: 37).

Varasemates uurimustes leiti, et analüütikud kippusid olema oma prognoosides liialt optimistlikud, see tähendab, et tegelikud kasumid osutusid oodatust väiksemateks. Abarbanell (1991: 156) leidis, et perioodil 1981-1984 olid analüütikute prognoositud

kasumid igal aastal suuremad kui tegelikult raporteeritud kasumid. Kasumite ülehindamist esines 55%-l juhtudest.

Dreman ja Berry (1995: 34) uurisid perioodil 1972-1991 1200 ettevõtte kvartaalsete andmete põhjal analüütikute prognooside hälvimist neljal erineval moel arvutatud prognoosivea muutuja järgi. Antud muutujate jaotus oli asümmeetriline, vasakkaldega, mis tähendab, et analüütikute prognoosid olid antud perioodil optimistlikud. Lisaks leiti, et keskmine üllatus oli negatiivne, mis veelkord kinnitab, et analüütikute prognoosid olid kõrgemad kui tegelikult raporteeritud tulemused. Analüütikute keskmine absoluutviga oli 43,8% tegelikust ning 41,5% prognoositud kasumist. Ühtlasi märgiti, et 10% absoluutvea piirist jäi välja 55,6% prognoosidest ning 43,75% prognoosidest jäi väljapoole 15% absoluutvea piiri. Dreman ja Berry (1995) sõnul on tegelike kasumite hälvimine prognoositust üle 10% piisavalt suur viga, et mõjutada aktsia hinda märkimisväärselt.

Vaadates tulemusi erinevate sektorite kvintilide lõikes, selgus, et 90% sektorite puhul oli analüütikute keskmine absoluutviga 21,44% ning absoluutvea mediaan 16%. Arvestades kvintilide piire, olid vead üsna ühtlaselt jaotunud, mis näitab, et analüütikute prognoosivead ei tulene konkreetsest sektorist. Kuna prognooside viga võis tuleneda antud perioodil esinenud majanduslangusest, uuriti ka prognoosivigade suurust kolme majanduskasvu perioodil ning neljal majanduslanguse perioodil. Tulemusena leiti, et analüütikud kippusid olema liialt optimistlikud nii majanduskasvu kui ka -languse perioodil. Samuti ei olnud märgata olulist erinevust absoluutvea proportsioonis, mistõttu järeldati, et analüütikute prognoosiviga ei sõltunud majandustsüklitest. (Dreman, Berry 1995: 36-37)

Dreman ja Berry (1995) tulemusi kritiseeris Brown (1996: 40-41), kes väitis, et antud uurimuses kasutatud mõõdikud olid ebakorrektsed hindamaks ettevõtete väärtust. Ta viitas Christie (1987) väitele, et tootluste regressioonanalüüsis kasumite väljakuulutamise ajal on prognoosivea mõõtmisel sobilikuks muutujaks nimetajas aktsia hind. Teiste muutujate kasutamisel nimetajas saadakse tavapäraselt regressiooniparameetrite nihkega hinnangud. Brown näitas, et kui absoluutvea mõõtmisel nimetajas kasutada tegeliku aktsiapõhise kasumi asemel aktsia hinda, oli keskmine absoluutviga 3%, mitte Dremani ja Berry poolt väljapakutud 43,8%.

Autori arvates on Browni (1996) kriitika mõnes mõttes õigustamatu. Esiteks, ei viinud Dreman ja Berry (1995) läbi tootluse regressioonanalüüsi. Teiseks, kriitika nihkega parameetrite saamise kohta ei kehti, sest analüütikute prognoosivigade absoluutsuuruste väljaselgitamisel ei kasutanud Dreman ja Berry (1995) regressioonanalüüsi. Kolmandaks, autori arvates on ebakorrektnes kasutada prognoosivea mõõtmisel nimetajas aktsia hinda. Jagades tegelike ning prognoositud kasumite absoluuthälbe läbi aktsia hinnaga, leitakse, palju hälbib prognoos aktsia hinnast. Selline näitaja aga ei aita mõista analüütikute prognoosivea suurust tegelikust tulemusest. Loogilisem oleks siiski kasutada nimetajas tegelikku kasumit, mis annaks prognoosi hälbimise tegelikust kasumist või prognoositud kasumit, mis väljendaks prognoosi hälbimist prognoositavast kasumist.

Tõsi, veel hilisemas kriitikas ei keskendunud Brown (1997: 81-82) enam niivõrd oma väitele aktsia hinna kasutamise kohta nimetajas. Selle asemel arvutas ta teistsuguse andmebaasi põhjal perioodil 1983-1996 Dremani ja Berry (1995) metoodikat kasutades analüütikute prognoosivea absoluutsuuruse. Tulemusena leidis ta, et analüütikute keskmine absoluutne prognoosiviga oli 59% ehk umbkaudu kolmandiku võrra suurem kui Dremani ja Berry poolt leitud näitaja. Ühtlasi leidis Brown tõendeid veelgi suurema optimismi osas analüütikute prognoosides. Korrigeerides oma valimit vastamaks Dremani ja Berry valimi kriteeriumitele, sai Brown sarnased tulemused Dremani ja Berry uuringuga, mistõttu ta järeldas, et kolleegide poolt tehtud järeldus analüütikute suure prognoosivea kohta oli kehtiv.

Analüütikute optimistlikke prognoose uuris ka Chopra (1998: 35-37), kes leidis, et perioodil 1985-1992 ülehindasid analüütikute prognoosid tegelikke kasumeid keskmiselt 6,1%. Chopra uuris ka, kuidas analüütikud järgneva 12-kuu prognoose korrigeerivad. Selgus, et pärast esialgse prognoosi andmist, hakkasid analüütikud oma prognoose allapoole korrigeerima. Keskmine netorevideerimine oli -4,4% ehk allapoole korrigeeritud prognooside osakaal oli ülespoole korrigeeritud prognooside osakaalust iga kuu keskmiselt 4,4% suurem. Analüütikute optimismi kinnitas ka see, et iga majandusaasta alguses ülehindasid analüütikute prognoosid ettevõtte tegelikku kasumit keskmiselt 11,2%. Kolm kuud pärast majandusaasta algust ületasid prognoosid tegelikku kasumit 8,7%, pool aastat enne majandusaasta lõppu 6,6% ning kolmanda

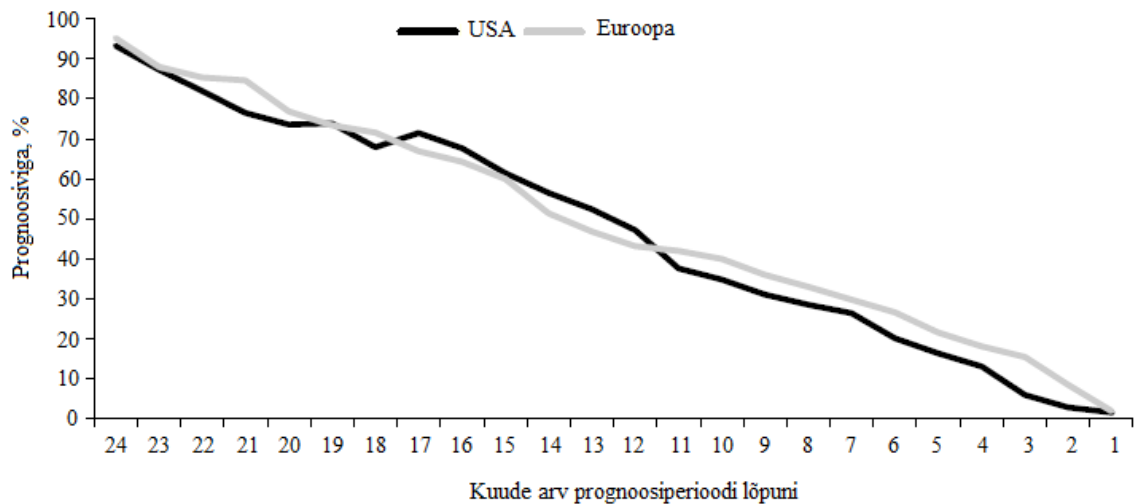
kvartali lõpuks hindasid analüütikud ettevõtte majandusaasta kasumit 3,6% suuremaks kui see tegelikult kujunes. Seega suurenes prognooside täpsus, mida lähemale jõudis raporteeritava kasumi avaldamine, sest aja möödudes saadi rohkem informatsiooni (kvartalitulemused) ning prognoose korrigeeriti vastavalt uuele infole. Lisaks leidis Chopra (1998), et keskmiselt prognoositi kasumite kasvuks 17,7%, kuid kasumite tegelik kasv oli 8,6%, kusjuures mitte kordagi antud perioodil ei oodatud kasumite vähenemist, kuigi tegelikult seda esines.

Analüütikute prognooside dünaamikat 12 kuu jooksul enne aastakasumite avaldamist uuris ka Richardson *et al.* (1999: 13, 29, 37). Jälgides analüütikute prognoosivigasid perioodil 1983-1997 leiti samuti, et analüütikute prognooside täpsus suurenes prognoosiperioodi lõpptähtaja lähenedes. Analüütikute prognoosivea mediaan keskmine langes 8% pealt 12 kuud enne aastakasumi avalikustamist 3% peale 1 kuu enne tulemuste avalikustamist. Samuti järeldub sellest, et analüütikud on oma prognoosides optimistlikud ja prognoosi tähtaja lähenedes korrigeeritakse ootusi allapoole.

Beckers *et al.* (2004: 77-78) uurisid analüütikute prognooside täpsust Euroopa ettevõtete näitel aastatel 1993-2002. Selgus, et keskmiselt olid prognoosid 24 kuud enne prognoositähtaja saabumist 41% kõrgemad kui tegelik tulemus ning 29,7% kõrgemad 12 kuud enne prognoosiperioodi lõppu. See näitab taaskord analüütikute prognooside optimismi. Samuti selgus nende analüüsist, et kõigest 45%-l juhtudest langes tegelik kasum 24 kuud enne majandusaasta lõppu tehtud prognooside madalaima ja kõrgeima väärtuse vahemikku. 12 kuud enne majandusaasta lõppu tehtud prognooside korral oli vastav näitaja 58% ning isegi kuu aega enne majandusaasta lõppu koostatud prognooside puhul jäid 17% tehtud prognoosidest kõrgeima ja madalama väärtuse vahemikust väljapoole.

Société Générale investeerimispankanduse üksuse analüütik Rui Antunes uuris 2007. aastal, kui täpselt suutsid analüütikud perioodil 2000-2006 prognoosida diskonteeritud rahavoogude mudelites kasutatavaid kasvumäärasid. 24 kuud enne tegelike tulemuste teatavakstegemist oli keskmine prognoosiviga 93% ning 12 kuud enne tegelike tulemuste avaldamist 47%. Tulemus ei muutunud märkimisväärselt kui välja arvata tehnoloogiamullile (1997-2000) järgnenud majanduslanguse aastad. Euroopa puhul leiti, et keskmine prognoosiviga 24 kuud enne tegelike tulemuste avalikustamist oli 95% ning

12 kuu puhul 43%. Uuringu tulemused on visuaalsel kujul toodud joonisel 2. (Montier 2008: 2)



Joonis 2. Keskmised prognoosivead USA ja Euroopa aktsiaturgudel perioodil 2001-2006 (Montier 2008: 3).

Tähelepanu tuleks pöörata ka analüütikute pikaajaliste prognooside täpsusele, kuna mitmetes väärtuse hindamise mudelites kasutatakse ettevõtte jätkuväärtuse hindamisel just pikaajalisi kasvumäärasid. Analüüsides aastatel 1981-1990 aktsiate emissioonide ajal tehtud 5 aasta prognoose leidsid Dechow *et al.* (2000), et keskmine prognoosiviga sõltus sellest, kui kõrgeid kasvumäärasid analüütikud prognoosisid. Defineerides prognoosivea kui realiseeritud kasumite kasvumäära ja prognoositud kasumite kasvumäära vahena, selgus, et madalamate prognoositud kasvumäärade puhul oli keskmine prognoosiviga -4,2 protsendipunkti ning kõrgemate kasvumäärade puhul -19,8 protsendipunkti. Miinusmärgiga tulemus kinnitab taaskord analüütikute prognooside optimistlikust ning ühtlasi saab järeldada, et kõrgemad kasvuprognoosid osutusid ebatäpsemateks. (Dechow *et al.* 2000: 17-18)

Analüütikute prognooside optimistliku kallutatuse põhjuseks peetakse peamiselt huvide konflikti investeerimispinganduse tegevusega. Antud huvide konflikt tuleneb sellest, et analüütikute tööandjad ehk maaklerfirmad pakuvad samaaegselt analüütikute poolt analüüsitavaile ettevõtetele aktsiate ja võlakirjade emissiooniteenuseid, mis genereerivad analüütikute tööandjatele oluliselt suuremaid teenustasusid, kui analüüside müümine. Kui analüütik annab ettevõttele negatiivse hinnangu, kuid maaklerettevõte

samal ajal veenab antud ettevõtet oma kliendiks hakkama, tekibki huvide konflikt. Seda võimendab veelgi olukord, kus analüütikud teenivad suuri boonuseid uute klientide võitmisel oma tööandjale. (Dechow *et al.* 2000: 5)

Empiiriline analüüs tõestab, et aktsiate emissiooni korraldavate ettevõtete analüütikute prognoosid on oluliselt optimistlikumad kui antud ettevõttega mitte seotud analüütikute ootused. Lisaks sellele on leitud positiivne seos emissiooni korraldava maaklerettevõtte makstava tasu ning antud maaklerettevõttes töötavate analüütikute prognoositava kasvumäära vahel. See tähendab, et mida suurem on maaklerettevõtte makstav tasu emissiooni korraldamise eest, seda suuremaid kasvumäärasid sama maaklerettevõtte analüütikud prognoosivad. Kuigi mitmed investeerimispankad on väitnud, et analüütikute soovitusel ning investeerimispanka tegevus hoitakse rangelt üksteisest eraldi, ei leia see empiirilistes andmetes kajastust. (Dechow *et al.* 2000: 17-21, 28)

Dugar ja Nathan (1995: 143) uurisid, kuidas investeerimispankades töötavate analüütikute prognoosid erinevad teistes institutsioonides töötavate analüütikute prognoosidest. Investeerimispanka analüütikute prognoosid olid keskmiselt 5,5% kõrgemad, võrreldes teistes institutsioonides töötavate analüütikute prognoosidega. Autor soovib siinkohal märkida, et ka investeerimispankade analüütikud kuuluvad müügipoolse analüütikute hulka, sest investeerimispankade üheks divisjoniks on tavaliselt maakleriteenuste osakond.

Maaklerettevõtted pakuvad analüüsi oma institutsionaalsetele klientidele tavaliselt tasuta. Seetõttu pole analüüside peamiseks funktsiooniks genereerida teenustasusid maaklerettevõttele, vaid pigem on tegu abitegevusega saamaks müügitulusid investeerimispanka teistest tegevustest. Üks sellistest müügituluallikatest on komisjonitasud tehingutelt. Kui analüütik tuleb välja optimistliku kasumiprognosiga ja soovib aktsiat osta, saab maaklerettevõtte analüüsi vahendada kõikidele klientidele, kes kõik võivad ettevõttele potentsiaalselt tehingute eest komisjonitasusid maksta. Kui aga analüütik on kasumiprognosides pessimistlik ning soovib aktsiat müüa, piirdub potentsiaalsete tehinguid tegevate klientide hulk ainult nendega, kes varasemalt aktsiat omasid. (Dugar, Nathan 1995: 134-135)

Samuti on analüütikutel stiimul anda optimistlikke prognoose, et säilitada häid suhteid analüüsitava ettevõtte juhtkonnaga, kuna viimased on väga hea informatsiooni allikas. Kui analüütikud on optimistlikud, avaldab juhtkond meelsamini informatsiooni, sest ilmselt kujuneb ka analüütiku hinnang ettevõtte kohta positiivseks. Kui analüüsiv ettevõtte kuulub ka analüütiku tööandja klientide hulka, võib analüütik olla ka survestatud positiivse arvamuse kujundamiseks investeerimispanganduse poolelt, sest negatiivne hinnang ettevõttele võib tähendada ka kliendi kaotust investeerimispangale. (Dugar, Nathan: 1995: 133, 135)

Seetõttu tulekski küsida, kas analüütikud annavad järele prognooside täpsuses selleks, et genereerida oma ettevõttele müügitulusid ning säilitada häid suhteid analüüsitava ettevõtte juhtkonnaga. Analüütikuid võib lisaks survestada ka hirm töökoha kaotuse ees, sest finantsmeedia on kirjeldanud juhtumeid, kus juhtkonna optimistlikke prognoose mitte järgivad analüütikud vahetatakse maaklerettevõtte poolt välja analüütikutega, kes on nõus antud prognoose tunnistama. (Hong, Kubik 2003: 314)

Teisalt ütlevad analüüsiosakondade juhid, et analüütikute prognooside täpsus on oluline aspekt nende karjääriredelil liikumise kohta. Empiiriline analüüs näitab, et analüütikute täpsust tõepoolest tasustatakse. Analüütikute, kelle prognoositäpsus on võrreldes teiste analüütikutega oluliselt ebatäpsem, tõenäosus liikuda maaklerettevõtte hierarhias allapoole on 62% suurem. Analüütikud, kes võrreldes kolleegidega on aga märkimisväärselt täpsemad, saavad 52% suurema tõenäosusega ametikõrgendust. Samas tasustatakse ka analüütikute optimismi, sest analüütikute, kelle analüüsid on enamjaolt optimistlikud võrreldes tegelike tulemustega, tõenäosus kukkuda ametiredelil on 38% väiksem, samas ametikõrgenduse tõenäosus on 90% kõrgem. (Hong, Kubik 2003: 315-316)

Hiljuti läbiviidud uurimuses analüüsisid Groysberg *et al.* (2011: 970) analüütikute töötasusid mõjutavaid tegureid. Kuigi sarnaseid uurimusi on ka varasemalt läbi viidud, muudab antud analüüsi eriliseks see, et autoritel õnnestus saada ühest prominentsest investeerimispangast analüütikute tegelikud töötasud perioodil 1998-2005. See võimaldas autoritel kontrollida erinevaid faktoreid, mis võivad analüütikute töötasu mõjutada. Investeerimispanga suurusest ning mainest annab aimu ka tõsiasi, et antud

institutsioonis töötasid analüütikud, kes olid tunnustuse saanud „*All-Star*“ analüütikuna ning ajakirja *Wall Street Journal* parima aktsiavalijana.

Kolme erineva mudeli puhul leiti, et statistiliselt oluline seos analüütikute töötasuga omas „*All-Star*“ staatus, analüütiku poolt kaetavate ettevõtete agregeeritud turukapitalisatsioon, panus investeerimispanganduse teenustesse ning ajakirja *Wall Street Journal* tunnustus. Kõigi kolme mudeli puhul selgus ka, et analüütikute prognooside täpsus oli analüütikute palga kujunemisel statistiliselt nullist eristamatu. Selleks, et veenduda, et tulemus ei sõltunud analüütikute prognoosivea arvutamise meetodist, rakendati veel nelja erinevat, varasemas kirjanduses levinud prognoosivea arvutamise valemit, kuid endiselt ei leitud statistilist seost analüütikute prognooside täpsuse ning palga vahel. Ühtlasi leiti, et vaatlusaluse ettevõtte analüütikute prognoositäpsus varieerus piisavalt, et ümber lükata väide nagu vaatluse alla sattunud ettevõttes oleks olnud liiga homogeense prognoosiveaga analüütikud. (Groysberg *et al.* 2011: 971, 985-987)

Selleks, et paremini aimu saada, kuidas analüütikute prognoosid mõjutasid analüütikute karjääri väljavaadet, viidi läbi intervjuud 11 erineva panga analüüsiosakondade juhtidega. Intervjuude tulemusena võib järeldada, et analüütikute töötasud ei sõltunud sellest, kui täpselt nad ettevõtete kasumeid suutsid prognoosida. Samas võib väita, et prognooside täpsus kajastus teistes aspektides, mis olid statistiliselt olulised analüütiku palga kujunemisel nagu näiteks „*All-Star*“ tunnustuses. (Groysberg *et al.* 2011: 985)

Kuna suuremate investeerimispankade analüütikute hoidmiseks maksab nende tööandja neile alati vähemalt konkurendi poolt pakutava töötasu, siis pigem annab analüütikutele stiimuli töö kaotamise hirm, mitte paremate prognooside tegemise eest saadav potentsiaalne palgatõus. Uurides vaatlusaluse investeerimispanga vallandatud analüütikute karakteristikud, selgus, et nende analüütikute prognooside absoluutvead olid suhteliselt suuremad kui teistel analüütikutel. Siit võib järeldada, et analüütikute prognoosid on pigem seotud tööjõu volavusega kui palgaga. (Groysberg *et al.* 2011: 988)

Autori arvates võib selline tähelepanek seletada ka karjakäitumist analüütikute seas. Näiteks tõi Lamont (2002: 24-25) välja, et analüütikute seas esineb karjakäitumist

reputatsioonist lähtuvalt. Seega ongi analüütikutel stiimul teha sarnaseid prognoose kolleegidega, et vältida karjääriredelil langemist.

Antud väidet kinnitab ka Kadous, Merceri ja Thayeri poolt läbi viidud uurimus (2009: 933-935), kus seoti omavahel analüütikute prognooside täpsus ning julgus teha konsensusest erinevaid prognoose. 500 MBA tudengi peal läbi viidud eksperiment püüdis välja selgitada, kuidas need kaks faktorit mõjutasid arvamuse kujundamist analüütiku kohta ning soovi soetada nende poolt koostatavaid raporteid. Tulenevalt psühholoogilistest aspektidest, mille kohaselt indiviidid omastavad suurema osakaalu negatiivsele informatsioonile kui samaväärsele positiivsele informatsioonile, leiti, et negatiivsed järeldused analüütikute kohta, kes tegid julgeid, kuid ebatäpseid prognoose, olid suurema mõjuga kui positiivsed järeldused analüütikute kohta, kes tegid julgeid ja täpseid prognoose. Samas sõltus negatiivsete järelduste tegemine ka analüütiku varasemast täpsusest, sest ajalooliselt suurema täpsusega analüütiku puhul niivõrd negatiivset hoiakut eksimise tagajärjel ei võetud kui kesise ajaloolise täpsusega analüütiku puhul.

Ühtlasi järeldus, et kui analüütik tegi korrektse ja julge prognoosi, siis omistati prognoosi tegemine analüütiku oskuslikkusele ja võimekusele. Sarnase järelduse võis teha ka ebakorrektse ja julge prognoosi puhul, kuid seekord anti analüütiku võimetele negatiivne hinnang. Kui aga konsensuslik prognoos osutus täpseks või ebatäpseks omistati see väliskeskkonna teguritele nagu näiteks makrokeskkond, mis tegi prognoosimise vastavalt lihtsamaks või keerulisemaks. Samuti võis märgata, et analüütikute reputatsioon sai vähem kannatada, kui tema prognoos oli lähedane konsensuse omales ja konsensuse prognoos osutus ebatäpseks. Siit võib järeldada, et julgete prognooside tegemine on kui kahe teraga mõõk, millel on suured positiivsed tagajärjed, kui prognoos osutub täpseks, kuid suuremad negatiivsed tagajärjed kui prognoos osutub ebatäpseks, võrreldes konsensuslike prognoosidega. (Kadous *et al.* 2009: 934-935, 950)

Kuna mitmed uurimused on tõestanud analüütikute prognooside optimistlikust võrreldes tegelike tulemustega, oleks huvitav teada, kas analüütikute prognooside hälbimine kajastub ka aktsia hinnas. Selleks püstitatakse järgnev võrrandisüsteem (Dechow *et al.* 2000: 22):

$$(1) \quad \begin{cases} FE_{t+1} = \alpha_0 + \varepsilon_{t+1} \\ AR_{t+1} = \beta_1 (FE_{t+1} - \alpha_0^*) + v_{t+1} \end{cases}$$

kus FE_{t+1} – analüütikute prognoosiviga,

α_0 – keskmine prognoosiviga,

ε_{t+1} – prognoosi hälvimine keskmisest prognoosiveast,

AR_{t+1} – viie aasta jooksul esinenud ülemäärane tootlus (*abnormal return*),

α_0^* – turu hinnang analüütikute prognooside kallutatuse kohta,

β_1 – ootamatu kasumikasvu mõju lisatootlusele,

v_{t+1} – vealiige.

Analüütikute prognoosiviga on mõõdetud raporteeritud ning prognoositud pikaajaliste kasumi kasvumäärade vahena. Kuna analüütikud kipuvad olema oma prognoosides optimistlikud, siis peaks parameeter α_0 olema negatiivne. (Dechow *et al.* 2000: 9)

Teise võrrandi vasakul poolel märgib AR_{t+1} viie aasta jooksul esinenud ülemäärast tootlust (*abnormal return*) pärast aktsiate emissiooni. Ülemäärane tootlus on siinkohal aktsia tegeliku tootluse ning turu tootluse vahe. Sulgudes olev avaldis märgib turu hinnangut ootamatu kasumikasvu kohta järgmisel viiel aastal. Siit võime järeldada, et kui turg arvestab täielikult analüütikute prognooside hälvimisega, siis $\alpha_0^* = \alpha_0$. Kui aga turg arvab, et analüütikute prognoosid on täpsed, siis peaks kehtima $\alpha_0^* = 0$. (Dechow *et al.* 2000: 11-12)

Antud parameetreid hinnati erinevate aktsiate emiteerimistehingute näitel. Parameeter α_0 väärtuseks kujunes negatiivseks, millest saame järeldada, et analüütikute prognoosid on keskmiselt optimistlikud. Parameeter α_0^* väärtus oli aga üle kõikide tehingute statistiliselt oluliselt erineva väärtusega parameetrist α_0 , mistõttu saab ümber lükata hüpoteesi, et turg arvestab täielikult analüütikute prognooside hälvimisega. Samas ei olnud muutuja ise nullist oluliselt erinev, mistõttu ei saa ka ümber lükata hüpoteesi, et turg tugineb analüütikute pikaajalistele prognoosidele nagu oleks antud prognoosid täpsed.

Kui arvestada ka empiiriliste tulemustega, mille kohaselt analüütikute optimism kasvab prognoositava kasvumäära kasvades, saame järgneva võrrandisüsteemi (Dechow *et al.* 2000: 25):

$$(2) \quad \begin{cases} FE_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 Growth + \varepsilon_{t+1} \\ AR_{t+1} = \beta_1 (FE_{t+1} - \alpha_0^* - \alpha_1^* Growth_{t+1}) + v_{t+1} \end{cases}$$

kus $Growth_{t+1}$ – analüütikute poolt prognoositud pikaajaline kasumi kasvumäär

Seega kõrgema prognoositava kasvumääraga kaasneb ka suurem prognoosiviga ehk parameeter α_1 peaks samuti olema negatiivne. Järeldub, et ka siinkohal saab ümber lükata väite, et turg arvestab analüütikute prognooside hälbimisega tegelikust tulemusest, sest α_1 oli -0,329, kuid α_1^* väärtus oli 0,138. Samas ei saa jällegi ümber lükata hüpoteesi, et turg arvestab prognooside täielikku täpsust. (Dechow *et al.* 2000: 25)

Antud võrrandisüsteemi hinnati kolmes erinevas grupis. Esiteks üle kõikide tehingute, teiseks üle tehingute, kus prognoose esitasid aktsiate emiteerijaga seotud ettevõtete analüütikud ja üle tehingute, kus puudusid aktsiate emiteerijatega seotud ettevõtete analüütikute prognoosid. Parameeter α_1^* oli positiivne esimese ja kolmanda grupi puhul. Nagu aga eespool mainitud, võiks pigem oodata negatiivset parameetri väärtust. Üks võimalik seletus peitub selles, et turg tugineb pigem aktsiate emiteerijatega seotud ettevõtete analüütikute prognoosidele, kelle prognoosid on oluliselt optimistlikumad kui turu prognoosid keskmiselt ning seetõttu kajastub aktsiahindades ka suurem optimism kui näiteks aktsiate emiteerijaga mitteseotud ettevõtete analüütikute prognooside põhjal arvata võiks. (Dechow *et al.* 2000: 25-27)

Autori arvates võib seda pidada ka loogiliseks käitumiseks. Eespool kirjeldatud uuringutest selgus, et ühe põhjusena, miks analüütikud, kelle tööandjal on analüüsitava ettevõttega äriühine suhe on oma kolleegidest optimistlikumad, peitub selles, et optimistlike prognoose tehes loodetakse saada ligipääs ettevõtte infole, mis on olulise väärtusega ettevõtte analüüsimisel. Seetõttu võib turg hinnata antud analüütikute prognoose suurema osakaaluga, kuna need võivad sisaldada informatsiooni, millele teistel analüütikutel ligipääsu ei ole. Muidugi tekib siinkohal küsimus, et kas ettevõttest negatiivset informatsiooni saades, kajastaks analüütik seda ka oma raportites ning samuti on ettevõtte juhtkonnal ilmselt stiimul analüütikule anda edasi pigem positiivsemat informatsiooni. Optimistlike prognooside põhjuseks võib ka pidada komisjonitasude teenimist maaklerettevõttele, mis võib kaasa aidata analüütiku edenemisele karjäärireedelil.

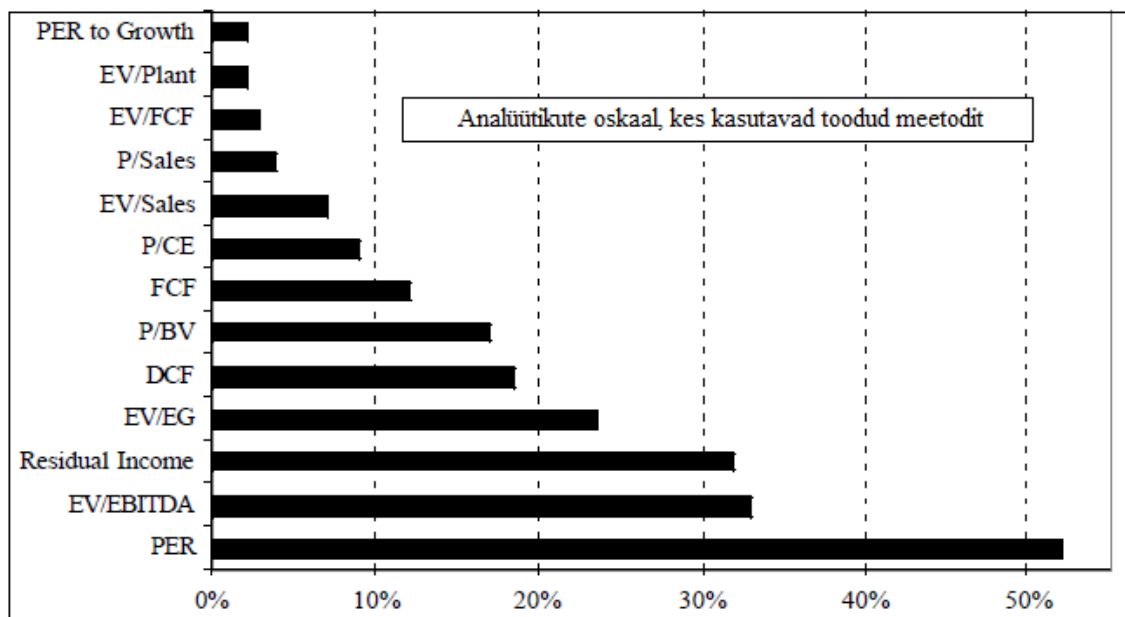
1.2. Võrdlushindamise meetodi kasutamise eeldused

Kordajapõhine väärtusmeetod, mida nimetatakse ka suhtarvupõhiseks väärtusmeetodiks, kujutab endast võrdlushindamist (*relative valuation*). Võrdlushindamise mudelite puhul hinnatakse aktiva väärtus sarnaste aktive turuväärtuste põhjal. Näiteks potentsiaalne maja ostja võib turuväärtuse hindamiseks kasutada teiste sarnaste ümbruskonna majade turuväärtust. Sarnaselt lähtutakse ka aktsiate turuväärtuse hindamisel, kus vaadeldava ettevõtte (või ettevõtte omakapitali) väärtuse leidmiseks võrreldakse seda sarnaste ettevõtetega. (Damodaran 2005: 61)

Kordajatepõhine väärtusmeetod on oma lihtsuse ja intuiitsuse tõttu praktikas üsna laialdaselt kasutatav. Erinevalt dividendide ja rahavoogude diskonteerimismudelitest ning jääktulumudelitest, pole kordajate põhise meetodi puhul vaja detailselt prognoosida järgnevate aastate dividende, vaba rahavoogu või jääktulu. Kordajatepõhise väärtuse hindamise meetodi puhul võrreldakse vaatlusalust ettevõtet sarnaste ettevõtete grupiga. Antud grupi ettevõtete aktsiahindade või ettevõtte väärtuse suhestamisel teatud raamatupidamislike näitajatega, mida nimetatakse väärtuskäituriks (*value driver*), leitakse kordaja mediaan või keskmine, mis omistatakse hinnatavale ettevõttele, et leida ettevõtte või omakapitali väärtust. (Schreiner, Spremann 2007: 3)

Võrdlushindamise laialdase kasutamise kohta on leitud, et ligikaudu 90% juhtudest kasutatakse omakapitali väärtuse leidmisel mõnda väärtuskordajat või siis kordajate kombinatsiooni ning võrreldavate ettevõtete vastavaid näitajaid. Ülevõtmistehingute puhul kasutatakse suhtelist väärtusmudelit 50%-l juhtudest. (Damodaran 2005: 62-63).

Joonisel 3 on näidatud erinevad väärtusmeetodid ning -kordajad, mida kasutavad Morgan Stanley Dean Witteri analüütikud Euroopa ettevõtete väärtuste hindamisel. Nagu näha, siis kõige populaarsemad väärtuse hindamisel on EV/EBITDA (ettevõtte väärtuse ja kulumieelse kasumi suhe) ja P/E kordajad (aktsia hinna ja aktsiapõhise puhaskasumi suhe, *PER – Price-to-Earnings Ratio*). Diskonteeritud rahavoogude meetod on kasutatavuse poolest alles viiendal kohal. Siiski tuleb mainida, et erinevate kordajate populaarsus varieerub tööstusharude lõikes ning P/E suhe pole alati kõige eelistatum näitaja. (Fernandez 2001: 2-3).



Joonis 3. Morgan Stanley Dean Witteri analüütikute poolt enamkasutatavad väärtusmeetodid (Fernandez 2001: 2).

Hoolimata sellest, et suhtarvupõhine väärtusmeetod jätab vahele prognooside seadmise ning nüüdisväärtuse arvutamise sammud, on antud meetodi põhimõtte sarnane laiahaardelisemate väärtusmeetoditele – väärtus on kasvav funktsioon tuleviku oodatavast tootlusest ning kahanev funktsioon riskist. Kuna sarnaselt teistele väärtusmeetoditele arvestab kordajatepõhine meetod riski-tulu dünaamikaga, siis sobib see ka keerulisemate väärtusmeetodite asendamiseks. Ühtlasi kasutatakse kordajaid tihti teiste väärtuse arvutamise meetodite täiendamiseks, kõige sagedamini väärtuste kalibreerimiseks ning jätkuväärtuse leidmiseks. (Liu *et al.* 2002: 136)

Kordajapõhise meetodi puhul valitakse nimetajaks tavapäraselt viimase aasta raamatupidamislik näitaja. Niimoodi konstrueeritud kordajaid nimetatakse tagasivaatavateks kordajateks. Kuigi suhtarvupõhise meetodi kasutamine ei eelda prognooside tegemist, kasutatakse praktikas ka niinimetatud ettevaatavaid näitajaid. Antud kordajate lugejas asetseb aktsia hind või ettevõtte väärtus, kuid nimetajas asub teatud raamatupidamisliku näitaja prognoositud väärtus. Kuna teoreetiliselt on ettevõtte väärtus võrdne ettevõtte poolt tulevikus genereeritavate diskonteeritud rahavoogudega, siis võib intuitiivselt isegi ettevaatavatel kordajatel olla eelis tagasivaatavate kordajate ees ettevõtte väärtuse hindamisel. (Schreiner, Spremann 2007: 10)

Lisaks börsilkaubeldavate ettevõtete väärtuse hindamisele võib kordajatepõhist meetodit edukalt kasutada ka esmast aktsiate avalikku esmaemissiooni läbiviivate ettevõtete väärtuse leidmisel. Kuna tavapäraselt on börsilt kapitali kaasavad ettevõtted alles varajases kasvufaasis, siis võib diskonteeritud rahavoogude meetod anda väga ebatäpseid tulemusi. Seetõttu on nii akadeemilistes kui ka praktilistes suunitlustega publikatsioonides soovitatud leida ettevõtte väärtus võrreldavate ettevõtete kordajate järgi. (Kim, Ritter 1999: 410)

Samas ei anna ka raporteeritud tulemuste põhjal arvutatud kordajate kasutamine rahuldavaid tulemusi, kuna börsilkaubeldavate ettevõtete P/E suhtarvud varieeruvad üsna palju, isegi ühe tööstusharu siseselt. Kui aga tagasivaatavate numbrite asemel kasutada prognoositud kasumeid, paraneb kordajatepõhise meetodil saadud väärtuse hinnangu täpsus märkimisväärselt. (Kim, Ritter 1999: 436)

Kordajapõhine lähenemine on üsna palju kasutust leidnud ka USA kohtupraktikas, eriti pärandi- ning kingitusmaksu kaasustes. Eelkõige on kasutust leidnud P/E suhted ning oodatavad dividendid. Vähesel määral on kasutatud ka P/B (aktsia hinna ning ettevõtte aktsiapõhise raamatupidamisliku väärtuse) suhet, kuigi 1962. aasta pretsedendi kohaselt peetakse seda kordajat P/E kordajast ning oodatavatest dividendidest ebaolulisemaks. Huvitav on ka see, et USA maksuameti poolt loodud apellatsiooniametnikele mõeldud kursusel käsitletakse ainult keskmise P/E mudelit, mis aga annab palju ebatäpsemaid tulemusi võrreldes isegi näiteks mediaan P/E-ga. (Beatty *et al.* 1999: 178-188)

Mõnevõrra vähem kasutatakse kordajapõhist lähenemist saneerimisprotsessis olevate ettevõtete väärtuse hindamise puhul. Antud juhtumitel on ettevõtte väärtuse leidmine väga olulise tähtsusega, sest saneeritava ettevõtte varade väärtusest sõltub, mille alusel hakatakse rahuldama võlausaldajate nõudeid ning peetakse läbirääkimisi ettevõtte edasise tuleviku üle. Pigem soovitakse taoliste ettevõtete puhul kasutada siiski diskonteeritud rahavoogude meetodit, sest see annab oluliselt täpsema hinnangu ettevõtte väärtuse kohta, kuigi mõlema meetodi puhul on täpsuse varieeruvus siiski üsna kõrge. (Gilson *et al.* 2000: 44-54)

Siiski tuleb märkida, et erinevalt diskonteeritud rahavoogude meetodist, mille abil hinnatakse aktiva sisemist väärtust genereeritavate tulevaste rahavoogude põhjal,

hinnatakse kordajapõhise väärtusmeetodiga aktiva väärtust, võrreldes seda teiste sarnaste aktive turuhindadega. Kui sarnaste aktive turuväärtus on keskmiselt õiglane ehk tegemist on informatsiooniliselt efektiivse turuga, siis võivad diskonteeritud rahavoogude ning suhtarvupõhise meetodil saadud väärtused kokku langeda. Kui aga turg süstemaatiliselt alahindab või ülehindab aktive gruppe või isegi sektoreid, võib nende kahe väärtusmeetodi hinnangute erinevus osutuda üsna suureks. (Damodaran 2005: 62)

Efektiivse turu eelduse täidetuse reaalses elus on endiselt kindla vastuseta, sest empiirilistest uurimustest leiab tõestusi nii selle kehtimisest kui ka puudumisest. Laiapõhjalises uurimuses omaaegse teooria ja empiiriliste tõendite põhjal, kinnitas Fama (1970: 413-416) efektiivse turu hüpoteesi kehtivust. Hoolimata sellest, et empiirilised uurimused (nt Alexander (1961), Fama ja Blume (1966)) leidsid statistiliselt olulisi tõendeid aktsiahindade päevaste muutuste positiivse sõltuvuse kohta, olid need muutused seletatavad „õiglase mängu“ mudeliga (*fair game model*) ning muutused, mida antud mudelid ei seletanud, polnud piisavad, et turgude efektiivsust kahtluse alla seada. Õiglase mängu mudeli kohaselt sisalduvad tänase päeva aktsiahindades investorite ootused kogu saadaoleva informatsiooni tingimustes. Seega õiglase mängu mudeli tingimustes muutub aktsia hind homme ainult siis, kui investorite ootused tuleviku suhtes muutuvad. Kui investorite ootused on kallutamata, siis on ootuste muutus juhuslikult kas positiivses või negatiivses suunas. Ühtlasi olid päevased sõltuvused üsna nullilähedased, mis tähendab, et suurema netotulu saamiseks võrreldes osta-ja-hoia strateegiaga sama riskitaseme juures tuleks teha nii palju tehinguid, et isegi minimaalsete komisjonitasude juures, ei suudaks antud strateegiad osta-ja-hoia strateegia tootlust ületada.

Tänapäeval on aga efektiivsete turgude eksisteerimist veelgi põhjalikumalt uuritud ning leitud mitmeid anomaaliaid, mis väidetavalt võimaldavad investoritel sama riskitaseme juures saavutada suuremat tootlust. Käitumuslik rahandus (*behavioral finance*) väidab, et turgude lühiajalised liikumised on seletatavad muuhulgas ka psühholoogiliste aspektidega. Tuntuim neist on trendi efekt, kus aktsia hinna tõus meelitab ligi üha uusi investoreid ning languse puhul vastupidi. Kuigi nii trendi efekt kui ka uuele informatsioonile alareageerimise efekt näivad tõsiseltvõetavad, siis

empiiriliste uurimuste raames pole antud efektide süstemaatilist esinemist suudetud tõestada. (Malkiel 2003: 62)

Näiteks Fama (1998: 284-285) uuris, kas aktsiahinnad reageerivad efektiivselt teatud korporatiivsetele sündmustele. Antud sündmuste hulka kuulusid kasumihoiatused, aktsiate ositamine, kasumijaotust puudutavad otsused, ülevõtmised ja aktsiate esmased avalikud emissioonid. Ta leidis, et alareageerimine uuele informatsioonile on sama tavapärane kui ülereageerimine ehk antud sündmused on juhuslikud ning seega kooskõlas ka efektiivse turu hüpoteesiga. Ühtlasi märkis Fama (1998), et pikaajalised tootluse anomaaliad olid üsna tundlikud metodoloogia suhtes. Näiteks kippusid kõrvalekalded muutuma marginaalseks või sootuks kaduma, kui nende modelleerimiseks kasutati erinevaid oodatava tootluse mudeleid või kui muudeti statistilist lähenemist, mille abil neid mõõdeti. Isegi kui jälgiti enamikke anomaaliaid ükshaaval, osutusid need juhuslikeks.

Samuti on pikaajalisi anomaaliaid analüüsivate uurimistööde probleemiks spetsiifilise alternatiivi testimise puudulikkus. Tavapäraselt käiakse alternatiivhüpoteesina välja häguseks jääv turgude ebaefektiivsus, kuid akadeemilise tava kohaselt saab efektiivse turu hüpoteesi asendada ainult parem mudel, mida omakorda on võimalik falsifitseerida. Alternatiivne teooria peaks suutma seletada kallutatused informatsiooni töötlemisel, mis paneb investoreid osadele uudistele alareageerima ja teistele ülereageerima. Seega peaks alternatiivne mudel ümber lükkama efektiivse turu põhimõtte, mille kohaselt ebanormaalsete tootluste oodatav (keskmine) väärtus on null, kuid juhuslikkuse tõttu esineb kõrvalekaldeid nullist mõlemale poole. (Fama 1998: 284)

Niisamuti on näiteks leitud tõendeid, kuidas aktsiaturgude tootlus on suurim jaanuaris (Haugen, Lakonishok (1998)) ning näiteks French (1980: 67-68) märkis, et esmaspäev on kõige negatiivsema tootlusega nädalapäev. Antud tulemusi kritiseeris Malkiel (2003: 64), kes tõi välja, et antud anomaaliad ei kordu perioodist perioodi. Seega ei esine need süstemaatiliselt, vaid juhuslikult, kinnitades efektiivse turu hüpoteesi paikapidavust.

Ka erinevate väärtuskordajate ja aktsiate tuleviku tootluste vahel on leitud seos. Nimelt seletavad esialgsed hinna-kasumi suhted 40% tulevase tootluse varieerumisest. Mida madalam on P/E suhe, seda suuremat tootlust võib investor tulevikus oodata. Seega on

P/E suhe üsna märkimisväärne indikaator tuleviku tootluste kohta, eriti, kui mõõta tootlust mitme aasta vältel. (Campbell, Shiller 1988: 674-675)

Samas leiab ka siinkohal vastupidiseid näiteid. 1987. aasta 30. juunil tõusid S&P 500 indeksi ettevõtete hinna-kasumi suhtarvud üle 20, mis Campelli ja Shilleri (1988) uuringu kohaselt oleks pidanud tähendama madalamaid tuleviku tootlusi. Indeksi järgmise 10 aasta keskmine annualiseeritud tootlus oli aga 16,7%, mis ületab ajaloolist keskmist taset. Lisaks arvukatele teistele näidetele, prognoosisid Campbell ja Shiller 1996. aasta detsembris esitlusel USA Föderaalreservile oma uurimusele tuginedes tulevikuks S&P 500 indeksile nullilähedast tootlust. Kuni 2002. aasta keskpaigani kujunes indeksi tootluseks aga ligikaudu 7% aastas. (Malkiel 2003: 67)

Madalate kasumipõhise suhtarvuga ettevõtetesse investeerimise edukusele rõhub investeerimisstrateegia, mis keskendub niinimetatud väärtusaktsiatesse raha paigutamisele. Lisaks P/E suhtele kasutatakse väärtusaktsiate leidmiseks ka aktsia hinna ja raamatupidamisliku väärtuse kordajat ehk P/B suhtarvu. Ühena esimestest uuris madala P/E ja P/B kordajatega aktsiate tootlust võrreldes kõrgemate suhetega Nicholson (1968: 106-108), kes jagas aktsiad nii P/E kui ka P/B järgi kvintiilidesse ning uuris antud kvintiilide tootlusi järgnevatel perioodidel kuni 25 aastat. Nii P/E kui ka P/B kordajate puhul näitasid järgnevate aastate jooksul suurimat tootlust madalamatesse kvintiilidesse kuuluvad aktsiad.

Pärast antud tulemuste avalikustamist ja kinnitamist asuti välja selgitama, miks väärtusinvesteeringu põhimõtteid järgides suudetakse saavutada turu keskmisest kõrgemaid tootlusi. Näiteks Fama ja French (1992: 451) tõid ühe põhjusena välja, et väärtusaktsiate kategooriasse kuuluvate ettevõtete fundamentaalsed näitajad olid nõrgemad võrreldes kõrgemate kordajatega ettevõtetega. Seega tingib suurema tootluse suurem fundamentaalne riskitase, mis on kooskõlas ka finantsvarade hindamise mudeliga ning efektiivse turu hüpoteesiga. Lakonishok, Shleifer ja Vishny (1994: 1572-1574) aga leidsid, et väärtusaktsiatega ei kaasnenud kõrgemat riski ehk madalamate P/E ja P/B suhtarvudega aktsiate beetakordajad ei olnud oluliselt erinevad kõrgema P/E ja P/B suhtarvuga aktsiate beetakordajast. See seab kahtluse alla efektiivse turu hüpoteesi, sest võimaldab tekkida olukorral, kus sama riskitaseme juures teenitakse süstemaatiliselt kõrgemat tootlust.

Samas ei pruugi see veel näidata turgude ebaefektiivsust, vaid pigem finantsvarade hindamismudeli ebatäiuslikkust kogu aktsiaga seotud riski kajastamisel. CAPM mudelis mõõdab riski beetakordaja, mis väljendab aktivaga seotud süstemaatilist riski. Seetõttu kehtiks lähtuvalt riski-tulu dünaamikast seos, mille kohaselt kõrgema beetakordajaga aktiva puhul peaks esinema kõrgem tulusus. (Malkiel 2003: 68)

Reingaumi (1981: 460) läbiviidud uurimuses selgus aga, et kõrgema beetakordajatega portfelli tulusus polnud oluliselt erinev madala beetaga portfelli tootlusest. Arvestades antud uurimusi leidsid Fama ja French (1993: 54), et ainult aktsiatest koosneva portfelli puhul tuleks kasutada kolmefaktorilist mudelit selgitamiseks aktsiate tootluse variatsioone ehk riskitaset. Antud faktoritena käidi välja aktsia hinna ja raamatupidamisliku väärtuse suhtarv, ettevõtte suurus ning keskmine hind ühe ühiku tururiski eest.

Ometigi, kui eeltoodud aspektide puhul tõesti kehtib efektiivse turu hüpotees, siis kuidas seletada tõsiasja, et aktsiaturgudel valitsevad tõusud ja mõõnad? Näib nagu aktsiaturu buumi (languse) ajal ei esineks ratsionaalsust ja aktsiate hinnad saavutavad põhjendamatult kõrge (madala) taseme peamiselt psühholoogiliste põhjuste ajal. (Malkiel 2003: 72-73)

Aktsiate väärtus põhineb suuresti ebakindlatel tuleviku ootustel. Isegi kui kõik turuosalised arvutavad lihtaktsia väärtuse ratsionaalselt tuleviku rahavooge nüüdisväärtusesse diskonteerides, võib tekkida aktsiaturul mull. Probleem on selles, et antud ootused võivad olla liiga optimistlikud, kuid see selgub alles tagantjäreli. Näiteks teame me nüüd, et 2001. aastal prognoositud kasumid USA internetifirmadele osutusid ülimalt ebatäpseteks. Kuigi investorid oleksid võinud olla analüütikute seatud kõrgete kasvumäärade suhtes ettevaatlikud, toetas analüütikute teesi ka interneti kasutajaskonna äärmiselt kiire kasv antud perioodil. Seega, kuigi me tagantjärele saame öelda, et aktsiate hinnad olid ebakorrektsed, kajastasid need antud hetkel siiski kogu sellel ajahetkel olemasolevat informatsiooni, mis ühtib informatsiooniliselt efektiivse turu hüpoteesiga. Aktsiaturu mulli tingis informatsiooni ebatäpsus (halb kvaliteet). (Malkiel 2003: 75-76)

Samuti tuleks arvestada aktsiahindade tundlikkusega intressimäärade muutuste suhtes. Kui oletada, et aktsiate hind on ratsionaalselt määratud tulevaste rahavoogudega dividendide näol, siis pikaajalise investori seisukohalt on oodatav tootlus leitav järgmise valemiga (Malkiel 2003: 74):

$$(3) \quad r = \frac{D_1}{P_0} + g_n,$$

kus r – oodatav tootlus,

$\frac{D_1}{P_0}$ – oodatav dividenditootlus,

g_n – dividendide pikaajaline kasvumäär.

Antud näite puhul eeldame, et r on investori nõutav tulunorm. Eeldades, et valitsuse võlakirjade tootlus ehk nii-öelda riskivaba intressimäär on 9% ning aktsiainvestorite poolt nõutav riskipreemia on 2 protsendipunkti, siis r on võrdne 0,11-ga. Kui aktsia oodatav pikaajaline kasvumäär on võrdne 7%-ga ning dividend aktsia kohta on \$4, saame lahendada ülaloleva võrrandi P suhtes ning saame aktsia ratsionaalseks hinnaks \$100. Oletades aga, et valitsuse võlakirjade tootlus tõuseb 10,5% peale, inflatsiooniootused jäävad samaks ning investorite riskikartlikkus suureneb ehk investorite nõutav tulunorm on nüüd 2,5 protsendipunkti üle riskivaba intressimäära, saame aktsia õiglaseks hinnaks \$66,67. Seega peab aktsia hind langema, et dividenditulusus tõuseks ning rahuldaks investorite nõutavat tulunormi. (Malkiel 2003: 73-74)

Kuigi mitmetes empiirilistes uurimustes juhiti tähelepanu ebaratsionaalsetena näivatele anomaaliatele aktsiaturgudel, pole siamaani suudetud luua paremat teooriat efektiivse turu hüpoteesist. Samuti võib märgata, et siamaani leitud anomaaliad kipuvad kaduma, kui informatsioon nende kohta saab avalikuks ning samuti ei ole märgata antud anomaaliate süstemaatilist esinemist. Sellest lähtuvalt eeldab autor edaspidises töös aktsiaturgude informatsioonilist efektiivsust ehk aktsiate hindades sisaldub kogu saadaolev informatsioon.

Nagu varasematest empiirilistest uurimustest (vt. alapeatükk 1.3) ja käesolevas peatükis toodud uuringutest selgub, on P/E kordaja praktikas enimkasutatav suhtarv ning samas tagab antud väärtuskordaja kasutamine mitme uuringu põhjal ka kõige täpsema

tulemuse ettevõtte omakapitali väärtuse hindamisel. Sellest lähtuvalt käsitleb autor järgnevalt P/E väärtuskordajat ning selle kujunemist.

Hinna-kasumi kordaja arvutusvalem on tuletatav dividendide kasvumudelist (Damodaran 2002: 647):

$$(4) \quad \text{Omakapitali väärtus} = P_0 = \frac{DPS_I}{k_e - g_n},$$

kus DPS_I – järgmise aasta oodatav dividend aktsia kohta,

k_e – omakapitali hind,

g_n – oodatav kasvumäär.

Eeldades, et ettevõtte maksab teatud osa järgneva aasta kasumist dividendideks ning jagades dividendide kasvumudeli mõlemad pooled kasumiga läbi, saamegi P/E suhte stabiilse kasvuga ettevõttele (Damodaran 2002: 648):

$$(5) \quad \frac{P_0}{EPS_0} = \frac{\alpha(1+g_n)}{k_e - g_n},$$

kus α – dividendide väljamaksekordaja.

Kui P/E suhe avaldatakse järgneva ajaperioodi oodatava kasumi põhjal, saame avaldada selle järgmiselt (Ikoku *et al.* 2010: 6583):

$$(6) \quad \frac{P_0}{EPS_I} = \frac{\alpha}{k_e - g_n},$$

kus EPS_I – järgmise perioodi prognoositud kasum aktsia kohta.

Kiire kasvumääraga ettevõtete puhul saab P/E suhtarvu tuletada ka kahefaasilisest dividendikasvu mudelist, kus arvestatakse kahe erineva kasvumääraga, diskonteerimismääraga ja dividendide väljamaksekordajaga.

Lihtsamal kujul on P/E suhe avaldatav järgmisel kujul (Damodaran 2002: 659):

$$(7) \quad \frac{P}{E} = \frac{\text{Omakapitali turuväärtus aktsia kohta (aktsia turuhind)}}{\text{Puhaskasum aktsia kohta}}$$

P/E väärtuskordaja puhul on tegu samas ka kõige enam valesti tõlgendatava väärtussuhtarvuga. Kordaja lihtsus teeb sellest eelistatuima valiku IPOde või võrdlushindamise puhul, kuid samas ignoreeritakse ka P/E suhte seoseid ettevõtte fundamentaalnäitajatega, mis viib tihti peale valedele järeldustele. (Damodaran 2002: 659)

Suurim probleem peitub selles, millist aktsiapõhist kasumit kasutatakse. Võimalusi on mitmeid, sest nimetajas võib olla tagasivaatav kasum, mitme aasta keskmine kasum, ettevaatav kasum, lahjendamata kasum või lahjendatud kasum. Eriti suuresti võivad P/E suhte väärtused erineda kiiresti kasvavate ettevõtete puhul. Esiteks võivad omavahel üsna palju erineda tagasivaatav ja ettevaatav P/E ning teiseks kuuluvad kiire kasvuga ettevõtte juhatuse kompensatsiooniplaani aktsiaoptsioonid, mistõttu ka lahjendatud ja lahjendamata kasumi põhjal arvutaud P/E väärtuskordajad võivad omavahel suuresti erineda. (Damodaran 2002: 659-660)

Nagu valemist 3 ja 4 järeldub, on P/E kordaja kasvav funktsioon dividendide väljamaksest ja kahanev funktsioon ettevõtte riskitasemest. Saab ka öelda, et dividendide väljamaksest on avaldatav oodatava kasvumäära ning omakapitali tootlikkuse (ROE) kaudu (Damodaran 2002: 662):

$$(8) \quad \alpha = 1 - \frac{g_n}{ROE_n}$$

Asendades selle võrrandisse 4, saame (Damodaran 2002: 663):

$$(9) \quad \frac{P_0}{EPS_1} = \frac{1 - \frac{g_n}{ROE_n}}{k_e - g_n}$$

Antud võrrandite põhjal saame järeldada, et P/E suhtarvu väärtus sõltub järgnevatest teguritest (Damodaran 2002: 664):

- a) Dividendide väljamaksest – P/E kordaja väärtus suureneb dividendide väljamaksest tõustes *ceteris paribus*. Samuti võib öelda, et P/E kordaja väärtus suureneb kui omakapitali tootlikkus tõuseb;

- b) Ettevõtte riskitase, mida näitab nõutav tulunorm k_e – P/E kordaja on seda väiksem, mida kõrgem on risk;
- c) Oodatav kasvumäär – P/E väärtus suureneb, kui prognoositav kasvumäär tõuseb.

P/E kordaja korrelatsiooni eelnevalt loetletud muutujatega uurisid Kasilingam ja Ramasundaram (2011: 115). Nad leidsid, et kõikide nende seletatavate aspektide seos P/E suhtega oli statistilistelt ebaoluline. Pigem seostasid nad muutusi P/E väärtuse muutustes oodatava kasvumäära varieerumisega. Ühtlasi sõltus P/E väärtus sellest, kas tegu oli avaliku sektori ettevõttega või erasektori ettevõttega. Avaliku sektori ettevõtete puhul oli P/E näitaja kõrgem. Samas põhines nende analüüs 30 India börsiettevõtte perioodil 2005-2009, mis käesoleva magistritöö autori arvates on liiga väike valim ning liiga lühike vaatlusalune periood, et teha lõplikke järeldusi.

Põhjalikumalt uurisid P/E väärtust mõjutavaid tegureid Beaver ja Morse (1978: 68-73), kes analüüsisid 600 ettevõtet perioodil 1956-1974. Oma uurimuses koostasid nad P/E suhtarvude järjestuse alusel 25 portfelli ning analüüsisid, milline seos valitses kasumite kasvumäära ja beetakordaja (riski) vahel. Selgus, et mediaankorrelatsioon P/E ja kasumite kasvu vahel üle aastate 1957-1975 oli -0,28 ehk esines nõrk negatiivne seos. Samas eksisteeris keskmise tugevusega positiivne seos baasaasta P/E ning järgneva aasta kasumikasvu vahel ning nõrga tugevusega positiivne seos baasaasta P/E ning ülejäägmise aasta kasumikasvu vahel. Edaspidistel aastatel aga muutusid korrelatsioonikordajad nullilähedaseks, mis justkui näitaks, et investorid ei suuda hindade leidmisel prognoosida kasumikasvu üle kahe aasta tulevikus.

P/E seose analüüsimisel beetakordajaga leiti, et korrelatsioonikordaja oli positiivne siis, kui turu keskmine P/E tase oli kõrgem ning negatiivne siis, kui turu keskmine P/E suhtarv oli madalam. Intuitiivselt on antud tulemus ka korrektne, sest madalamate kasumite perioodil on turu keskmine P/E kordaja kõrge, kuid kõrgema beetakordajatega aktsiate hinna-kasumi suhtarvud on veelgi kõrgemad, sest nende kasumid on kõige tundlikumad majanduskeskkonna suhtes. Kuigi beetakordajal ehk riskil on seega teatav P/E väärtust seletav omadus, näib P/E kordajate omavahelise korrelatsiooni baasaasta ja sellele järgnevate aastate järgi otsustades, et beetakordaja ei seleta kuigi palju P/E väärtuse varieerumisest. Nimelt peaksid üldülise kõrge P/E taseme korral kõige kõrgema P/E-ga ettevõtete portfelli aktsiad madalama turu P/E korral liikuma madalama

P/E suhetega portfelli koosseisu, mistõttu peaks baasaasta ja järgnevate aastate P/E suhete korrelatsioonid olema kord positiivsed ja kord negatiivsed, kuid tegelikult on korrelatsioonid kõikide aastate lõikes positiivsed. (Beaver, Morse 1978: 70-71)

Lisaks selgus lineaarse regressioonimudeli analüüsimisel, et kasvumäär ja risk seletavad umbkaudu 50% E/P kordaja (P/E kordaja pöördväärtuse) varieerumisest. E/P kordajat kasutati siin seetõttu, sest arvatakse, et E/P suhtel on sõltumatute muutujatega lineaarne sõltuvus, kuid P/E suhtel seda ei ole. Ülejäänud osa kordaja väärtuse kujunemisest võis aga seletada erinevate raamatupidamismeetodite kasutamine. Oletades, et aktsiate hinnad ei sõltu kasutatavast raamatupidamismeetodist ning tegu on sarnase riski ja oodatava kasvumääraga ettevõtetega, on konservatiivsemaid raamatupidamispõhimõtteid kasutatavatel ettevõtetel kõrgem P/E väärtuskordaja kui vähem konservatiivsemaid meetodeid rakendavate ettevõtete puhul. (Beaver, Morse 1978: 72-73)

Zarowin (1990: 439-440, 449-452) jõudis aga teistsugusele järeldusele. Perioodil 1961-1969 ning 175 ettevõtte näitel selgus, et kuigi risk ning lühiajaline kasvumäär olid E/P kordajate väärtuste kujunemisel statistiliselt ebaolulised, siis pikaajaline oodatav aktsiapõhise kasumi kasvumäär oli statistiliselt oluline ning peamine faktor E/P kordaja kujunemisel. Erinevuse võrreldes Beaveri ja Morse'i (1978) uurimuse tulemustega tingis ilmselt see, et Beaver ja Morse kasutasid tegelikku kasvumäära prognoositava kasvumäära lähendmuutujana. Zarowini poolt arvatud korrelatsioonikordajad tegeliku ning prognoositava kasvumäära vahel näitavad aga, et analüütikute prognoosid olid üsna ebatäpsed. Siiski toob Zarowin välja, et aktsia hinna määravad praegusel ajahetkel tehtud prognoosid, isegi, kui need hiljem ei realiseeru. Siinkohal rõhutab autor, et see on kooskõlas ka informatsiooniliselt efektiivse turu hüpoteesiga.

Varasemalt olid ligilähedasele järeldusele jõudnud ka Malkiel ja Cragg (1970: 607-612). Nad tõid samuti välja varasemate uurimuste puudusena tuleviku kasvumäära lähtemuutujana ajaloolise kasvumäära kasutamise ning uurisid perioodil 1961-1965 lineaarsete regressioonimudelite abil P/E suhte varieerumist seletavaid muutujaid. Malkiel ja Cragg analüüsisid mitmeid erinevaid mudeleid. Näiteks lülitati mudelisse ainult ajaloolised muutujad (ajalooline kasvumäär, viimase 7 aasta dividendide väljamaksekordaja ning ajalooline kasumite kõikumise indeks), tulevikku suunatud

muutujad (oodatav pikaajaline kasvumäär, keskmine analüütikute poolt oodatav puhaskasum, oodatav kasumite volatiilsuse indeks) ning koostati ka mudel mõlemat tüüpi muutujate kombinatsioonist. Tulemustena selgus, et ainult ettevaatavaid sõltumatuid muutujaid hõlmav mudel suutis oluliselt paremini selgitada P/E suhte hajuvust, kui ajaloolistel muutujatel põhinev mudel. Samas oli kõrgeima determinatsioonikordajaga nii ajaloolisi kui ka ettevaatavaid muutujaid sisaldav mudel. Tuleb aga märkida, et kõige enam kirjeldas P/E muutuse varieerumist pikaajaline prognoositav kasvumäär.

Reilly, Griggs ja Wong (1983) uurisid mitmese regressioonimudeli põhjal seost P/E suhte ja sõltumatute muutujate vahel S&P 500 indeksi näitel perioodil 1963-1980. Nende tulemus näitas, et P/E suhte väärtus tõusis dividendide väljamakse suurenedes, raporteeritud kasumi kasvades ning vähenes äririski, riskivaba intressimäära, inflatsioonimäära ja kasumite volatiilsuse kasvuga. 1996. aastal järeltas Loughlin (1996) uurides S&P 500 indeksi andmeid ajavahemikul 1968-1993, et väljamakstud dividendid ning oodatavad kasumid olid P/E kordajaga positiivses seoses ning parimad kordaja varieerumist seletavad näitajad. Samas 2 kuni 10 aastaste lunastustähtajaga riigi võlakirjade tulususte ja P/E suhte vahel valitses negatiivne seos.

Viimasest tähelepanekust selgub, et riigi võlakirjade tulususe tõustes P/E suhe langeb. Antud seose põhjuseks võib olla inflatsioon. Dorfman (1994) koostöös Nomura Securitiesiga leidis 1994. aastal, et perioodil 1955-1994 järgisid P/E kordajate väärtused üsna hästi inflatsiooni liikumist nii, et kõrgema inflatsiooni tingimustes oli P/E kordaja madalam ning madalama inflatsiooni korral kõrgem.

Ka White (1997) uuris 1997. aastal inflatsiooni mõju P/E väärtuskordaja varieerumisele ning leidis tugeva negatiivse korrelatsiooni antud muutujate vahel. Tegu on üsna loogilise seosega, sest kõrgem inflatsioon toob kaasa kõrgemad intressimäärad, mis tõstavad ettevõtete laenamiskulusid ning muudavad võlakirjad aktsiatest atraktiivsemaks investeringuks. Antud uurimusest selgus, et inflatsioonimäär oli P/E varieerumise seletamisvõime poolest järjestatuna kolmandal kohal.

Autori arvates on see samuti üsna intuitiivne seos. Tihtipeale vaadeldakse ettevõtete või aktsiaturu kui terviku P/E kordaja pöördväärtust ehk kasumi tulusust (*earnings yield*), et

võrrelda aktsiate tulusust teiste varaklasside tulusustega. Kuna aktsiainvestorid nõuavad oma investeringult täiendavat riskipreemiat võrreldes riskivaba instrumendiga, siis riskivabade intressimäärade tõustes, peaks tõusma ka E/P kordaja ehk P/E kordaja langeb, mis tingibki negatiivse seose P/E suhte ja inflatsioonimäära vahel.

Ülaltoodud uurimustest selgub, et tulevikku vaatava kõrge hinna-kasumi (P_0/E_1) kordajaga ettevõtetel, peaks olema ka kõrge oodatav puhaskasumi kasvumäär. Kahjuks on aga hägune see, kuidas ettevaatava P/E kordaja ja kasumi kasvumäära käsitleda teoreetilises mõttes. Nimelt seisneb probleem selles, et formaalne mudel peaks arvestama ka dividendidega ja seda kahel põhjusel. Esiteks, oodatavad dividendid on peamine väärtuse allikas. Teiseks peavad oodatavad kasumid ja dividendid olema omavahel seoses, et tagada majandusliku loogika kehtivus. Traditsiooniliselt (Gordoni kasvumudel) on see probleem lahendatud, eeldades kasumite ja dividendide fikseeritud vahekorda ehk konstantset dividendide väljamaksekordajat ning kasumite ja dividendide samasugust kasvumäära. Jättes kasvumäära eelduse välja, piirab dividendide väljamaksekordaja fikseerimine empiiriliste analüüside võimalusi uurida mudeli paikapidavust. (Ohlson, Juettner-Nauroth 2005: 349)

Seetõttu töötasidki Ohlson ja Juettner-Nauroth (2005: 350) välja mudeli, mis näitas, kuidas järgmise perioodi aktsiapõhine kasum ning kasumi kasvumäär mõjutavad ettevõtte praegust aktsia hinda. Antud mudel arvestas nii lühiajalise kui ka pikaajalise kasumi kasvumääraga ning ei seadnud ebaloomulikke piiranguid dividendipoliitikale. Mudelist järeldus, et ettevaatav P/E kordaja tõepoolest suureneb, tõstes ükskõik kumba kasumi kasvumääradest.

Kokkuvõtlikult võib öelda, et teoreetiliselt sõltub P/E kordaja väärtus peamiselt dividendide väljamaksekordajast, ettevõtte riskitasemest ning prognoositavast puhaskasumi kasvumäärast. Empiirilised uurimused on aga leidnud, et viimane, puhaskasumi kasvumäär, on muutuja, mis selgitab peamise osa P/E suhte varieerumisest. Siit omakorda järeldub, et oluline osa P/E suhte kujunemisel on kasvumäära ootustel ehk prognoosidel.

1.3. Ülevaade varasematest töödest kordajate põhise väärtuse hindamise meetodi täpsuse kohta

Kordajatepõhine väärtuse hindamise meetod on praktikas äärmiselt laialt levinud ning selle kohta leidub üpris palju erineva taseme ning suunitlusega akadeemilisi uuringuid. Kordajatepõhise hindamismeetodi täpsuse leidmisel keskendutakse selliste väärtuskordajate identifitseerimisele, mis suudaksid sarnaste ettevõtete suhtarvude põhjal leida kõige lähedasema väärtuse hinnatava ettevõtte praegusele turuväärtusele. Sisuliselt tähendab see, et turuväärtus kajastab õiglast väärtust ehk kehtib efektiivse turu hüpotees.

Vaadeldes USA börsiettevõtete suhtarve aastatel 1982-1999 leidsid Liu, Nissim ja Thomas (2002), et parima tulemuse täpsuse mõttes annab ülejäärmise aasta prognoositud kasumi põhjal tuletatud P/E suhe. Üldiselt oli märgata, et mida pikema prognoosiperioodi P/E suhet kasutati, seda täpsemaks muutus saadud hinnang. Ettevaatavatele P/E kordajatele järgnesid hindamisvea kasvamise vea järjekorras raporteeritud kasumitel põhinevad suhtarvud, rahavoogudel ning raamatupidamisliku väärtuse järgi tuletatud suhtarvud ning suurim viga esines müügitulude kordajate puhul. (Liu *et al.* 2002:137-146)

Arvutades perioodil 1996-2005 Dow Jones STOXX 600 indeksi¹ ettevõtete puhul 50 erinevat kordajat, selgus, et suhtarvud, mille puhul nimetaja asus kasumiaruandes allpool, suutsid täpsemalt selgitada ettevõtete hetke turuväärtust. Seetõttu järeldub, et kasumiaruandes allpool asuvad näitajad on täpsemad väärtuse käituriid võrreldes ülalpool asuvate näitajatega. Võrdluses ettevõtte raamatupidamisliku väärtuse ja puhaskasumi põhjal tuletatud suhtarvudega, võimaldas viimane palju täpsemini leida ettevõtte väärtuse. (Schreiner, Spremann 2007: 15)

Võrreldes omavahel tagasivaatavaid ja ettevaatavaid suhtarve, oli täheldatav ettevaatavate kordajate täpsem hinnang ettevõtte praegusele turuväärtusele. Kasutades järgneva aasta prognoosidel põhinevat hinna-kasumi suhtarvu, vähenes mediaanviga turuväärtuse hindamisel 2,54 protsendipunkti. Kasutades aga ülejäärmise aasta ootuste

¹ Dow Jones STOXX 600 indeks hõlmab endas ligi ligikaudu 85% Lääne-Euroopa börsidel noteeritud ettevõtete turukapitalisatsioonist.

järgi tuletatud hinna-kasumi suhtarvu, paranes täpsus täiendava 1,84 protsendipunkti võrra. Kõige täpsema hinnangu ettevõtte turuväärtuse kohta andis hinna ja prognoositud maksueelse kasumi kordaja kasutamine. (Schreiner, Spremann 2007: 18-19)

Kui aga uuriti muutujaid täpsemalt, ilmnas huvitav fakt, et ettevaatava kordaja paremus tagasivaatava kordaja ees sõltus suuresti sellest, millise raamatupidamislikku väärtust kasutati. Ülejäämise aasta puhaskasumi prognoosil põhinev kordaja oli suhteliselt 25% täpsem kui tagasivaatav P/E suhe. Antud suhteline eelis aga kahanes märkimisväärselt, kui nimetajasse võeti EBIT(DA) prognoos ning ettevaatav kordaja andis ebatäpsema hinnangu kui tagasivaatav kordaja, kui kasutati müügitulude näitajat. (Schreiner, Spremann 2007: 19)

See on seletatav finantsmaailma kommetega, kus aktsiaanalüütikute töö kvaliteet (ja tulemustasu) sõltuvad eelkõige sellest, kui hästi viimane suudab prognoosida ettevõtte puhaskasumit. Seega pühenduvad analüütikud rohkem puhaskasumi prognoosimisele. Ühtlasi pöörab aktsiaturg rohkem tähelepanu kasumiprognosidele, mistõttu turuväärtused kohanduvad just vastavalt ootustele kasumi osas. (Schreiner, Spremann 2007: 19)

Käesoleva magistr töö autor nõustub siinkohal sellega, et aktsiaturg pöörab suurt tähelepanu ettevõtete kasuminumbritele. Ilmselt on selle põhjuseks tõsiasi, et börsil kaubeldakse ettevõtte omakapitaliga ning puhaskasum on see, millele omakapitali omanikel on õigus (pärast vähemusosaluste lahutamist). Samas on imelik väide, et analüütikute prognoosid EBITDA osas pole täpsed seepärast, et rohkem pingutatakse õige kasumiprognosi saamiseks, kuna täpse kasumiprognosi saamiseks, peaks täpne olema ka EBITDA ootus. Liu, Nissim ja Thomas (2002: 152) leidsid, et erinevate raamatupidamislike näitajate omavaheline korrelatsioon oli enamikel juhtudel positiivne, mis kinnitab, et need näitajad sisaldavad endas palju ühist informatsiooni. See tähendab, et ebakorrektnel EBITDA prognoos peaks vähendama ka puhaskasumi prognoosi täpsust.

Tuleb märkida, et antud töödes määrati konkurentide koosseis tööstusharu klassifikaatorite järgi. Samas möönavad uurimuste autorid, et selline tegevus ei ole levinud praktikas. Suurte andmebaaside olemasolu korral kipuvad uurijad tavaliselt

ettevõtete rühmitamisel konkurendigruppidesse lähtuma mehaanilisest viisist (klassifikaatori järgi), kuid tegelikkuses valitakse võrdlusgrupp hoolikamalt, võttes arvesse ka situatsioonispetsiifilisi faktoreid. (Liu *et al.* 2002: 139)

Analüütikute aktsiapõhise kasumiproгноoside eelist ettevõtte väärtuse hindamisel ajalooliste kasumitega võrreldes on kirjanduses juba ennegi täheldatud. Näiteks on leitud, et analüütikute kasumiproгноoside muutumine koos intressimäärade muutumisega selgitab märkimisväärselt rohkem aktsiate tootlusest kui raporteeritud kasumite häälbimine oodatavast tasemest. (Liu *et al.* 2002: 141)

Analüütikud on tuletanud järgmise reegli õiglase väärtuse leidmiseks ettevaatava P/E suhte põhjal. Ettevaatav P/E kordaja peab olema võrdne oodatava pikaajalise kasumikasvuga. Näiteks kui järgneva majandustsükli jooksul prognoositakse ettevõtte aktsiapõhise kasumi kasvuks 30%, peaks ka ettevaatav P/E suhe õiglase väärtuse juures olema 30. Teisiti öeldes, P/E ja oodatava kasumikasvu suhe ehk PEG kordaja peaks olema võrdne ühega. Teatud sektorites, nagu näiteks tehnoloogiasektoris võib õiglast väärtust kajastada ka kõrgem PEG kordaja. (Liu *et al.* 2002: 141)

Liu, Nissim ja Thomas (2007) keskendusid kümne riigi aktsiaturu põhjal kasumi ning rahavoogude põhiste kordajate suhtelisele täpsusele. Paljud praktikud eelistavad kasumipõhiste suhtarvude asemel kasutada rahavoogude põhjal arvutatud kordajaid. Peamise põhjusena tuuakse välja, et kasuminumbreid on kergem manipuleerida. Samuti tuuakse välja, et amortisatsioonikulud võivad märkimisväärselt erineda tegelikust väärtuse langusest, kuna need põhinevad hinnangutel, mis omakorda tuletatakse ajaloolistest kuludest. Intuiitiivselt võib aga paremaks näitajaks pidada netokasumit, kuna see hõlmab endas ettevõtte väärtuse mõttes informatsiooni nii rahavoogude kui ka tekkepõhiste tegurite kohta. Näiteks krediitdimüüki tuleks väärtuse hindamisel arvesse võtta, kuid see sisaldub ainult kasuminumbris, mitte rahavoogudes. Sarnaselt, kui ettevõtte täiendab laovarusid, siis ettevõtte väärtus ei tohiks sellest muutuda, sest tegu on 0 nüüdisväärtusega tehinguga. Antud tehingu tagajärjel jääbki kasum muutumatuks, kuid rahavood vähenevad. (Liu *et al.* 2007: 1)

Erinevus 6 aastat tagasi tehtud uuringust seisnes selles, et toona kasutati kasumi ning rahavoogude põhiste suhtarvude täpsuse võrdlemisel raporteeritud numbreid.

Seekordses uuringus analüüsiti, kas vahetõde muutub, kasutades prognoositud väärtusi. Lisaks jälgiti tulemust, kui rahavood äritegevusest asendati dividendidega ning võeti arvesse erinevaid tööstusharusid kõikide tööstusharude kombineerimise asemel. Kuigi prognooside kasutamine parandas oluliselt äritegevuse rahavoogude kordaja täpsust, suurendas see kasumi suhtarvu täpsust märkimisväärselt enam. Samuti ei andnud paremat tulemust äritegevuse rahavoogude prognooside asendamine dividendide prognoosiga. (Liu *et al.* 2007: 10-11)

Hiljem viis Euroopa aktsiaturgude näitel laiapõhjalise uurimuse läbi Tu (2010: 80-81), kes uuris 11 aastasel perioodil 3000 ettevõtte puhul 24 väärtuskordajat. Tulemusena leidis ta, et nii ettevõtte väärtuse kui ka omakapitali väärtuse kasutamisel andis pea alati kõige täpsema tulemuse EBIT kasutamine nimetajas. Ainult ettevaatavate omakapitalipõhiste näitajate korral olid täpsemad järgmise ja ülejäägimise aasta prognoosidel põhinevad kasumi kordajad. Seega võrreldes USA aktsiaturgude põhjal tehtud uurimustega, kus puhaskasumi kasutamine tagas kõige täpsema tulemuse, saadi Euroopa aktsiaturgude põhjal teistsugune tulemus. Sarnaselt varasematele uurimustele andis ka seekord müügitulude kasutamine kõige ebakorrektsamaid tulemusi.

Kuigi teoreetiliselt tuleks kasutada omakapitali suhtarvude asemel ettevõtte väärtuse suhtarvuid, käitatakse praktikas vastupidiselt. Mõõtes kvartiilide vahet selgub, et omakapitalipõhiste suhtarvude rakendamine tagab täpsemad tulemused ettevõtte väärtuse arvutamisel. Kui tavapäraselt annab prognooside kasutamine täpsemaid tulemusi, siis ettevõtte väärtuse kasutamine lugejas annab võrreldes omakapitali turuväärtuse kasutamisega suhteliselt halvema tulemuse kui ajaloolisi andmeid kasutades. (Tu 2010: 83-84)

Ühtlasi oli märgatav, et 2-aastase prognoositud väärtuste kasutamine andis oluliselt täpsemaid tulemusi võrreldes 1-aastase prognoosiperioodiga või ajalooliste näitajatega (Tu 2010: 87). Antud tulemus on kooskõlas ka Liu, Nissim ja Thomase (2002) ning Schreiner ja Spremanni (2007) tulemustega.

Huvitava uurimusküsimusena on käsitletud veel ka optimaalse võrdlusgrupi suuruse valikut. Oma doktoritöös toob Schreiner (2007: 72) välja, et optimaalseks võrreldavate ettevõtete arvuks võib pidada 4-8 ettevõtet. Antud vahemik oli saadud intervjuudest

akadeemikute, fondijuhtide ja investeerimispankanduse töötajatega. Tu (2010: 90) uuris empiirilistele andmetele tuginedes kahe, viie, kümne ja kahekümne ettevõtte suuruste võrdlusgruppide kasutamise kaasnemise täpsusi. Parima tulemuse andis viie võrdlusgrupi ettevõtte kasutamine, mis on kooskõlas ka Schreineri küsitluse põhjal saadud vahemikuga. Üsna sarnase väärtuse dispersiooniga oli ka kümne ettevõtte kasutamine võrdlusgrupis, kuid hajuvus oli siiski suurem kui viie ettevõtte puhul. Kahe või kahekümne ettevõtte kasutamine andis aga kõige suurema vea väärtuse hindamisel.

Samas pole mitte kõik uurimused saanud samasid tulemusi kui ülal mainitud. 2002. aastal uurisid Lie ja Lie (2002: 46-49) kuue erineva suhtarvu täpsust ettevõtete väärtuste leidmisel. Antud suhtarvudeks olid tagasisivaatav P/E, järgmise aasta prognooside põhjal leitud ettevaatav P/E, EV/S, EV/B, EV/EBITDA, EV/EBIT. Antud tööst selgus, et mõned ettevõtte väärtuse (EV) suhtarvud olid täpsemad kui omakapitali väärtusel (P) põhinevad suhtarvud. Nimelt olid kõige väiksema absoluutvea mediaaniga EV/B (mediaanviga 25,9%) ning EV/EBITDA (mediaanviga 29,7%) suhtarvud. Samas kinnitasid tulemused varasemate uurimuste väidet, mille kohaselt ettevaatava P/E kasutamine annab parema tulemuse kui tagasisivaatava P/E kasutamine.

Kuna paljud varasemad autorid olid kordajate mõõdupuuna kasutanud iga suhtarvu puhul osakaalu, mille puhul absoluutne hindamisviga jäi 15% piiresse, siis toodi tulemuste võrdlemise mõttes ka antud jaotus välja. Kuigi see järeldusi oluliselt ei muutnud, tuleks märkida, et üsna häid tulemusi andis ka EV/EBIT suhtarvu kasutamine. (Lie, Lie 2002: 47-48)

Omakapitalipõhiste suhtarvude asemel soovivad ettevõtte väärtusel põhinevaid kordajaid kasutada ka Goedhart, Koller ja Wessels (2005: 9-10). Nad tõid välja, et P/E ehk omakapitalil baseeruvatel näitajatel on kaks peamist viga. Esiteks on antud kordajad väga suuresti mõjutatud ettevõtte kapitali struktuurist. Näiteks kui ettevõtte võimendamata (ehk kogu kapital koosneks üksnes omakapitalist) P/E kordaja on kõrgem kui laenukapitali hinnaga arvestav P/E suhe, siis suureneva laenukoormaga tõuseb ka P/E suhe. Seega võib P/E tase tõusta kunstlikult kõrgeks, kui suhteliselt kõrge omakapitali osakaaluga ettevõtte muudab oma kapitalistruktuuri, suurendades laenukapitali osa.

Teiseks, põhineb P/E suhe raporteeritud netokasumil. Puhaskasumis sisalduvad aga mitmed ühekordse iseloomuga ja äritegevusega mitteseotud kirjed nagu näiteks restruktureerimiskulud ja varade ümberhindamisest tulenevad kasumid või kahjumid. Seetõttu võib P/E kasutamine olla eksitav, näiteks juhtudel, kus ettevõtte ärikasum on positiivne, kuid ühekordsete kulude tõttu varade hindamisest saadakse kahjumit, mille tulemusena kajastub ka netokasum negatiivse märgiga ja muudab seega P/E kordaja kasutamise mõttetuks. P/E asemel soovitatakse kasutada EV/EBTIDA näitajat, mis omakorda peaks olema korrigeeritud, elimineerides nii EV kui ka EBITDA näitajatest äritegevusse mittepuutuvad tegurid nagu näiteks üleliigne rahavaru ja kasutusrent. (Goedhart *et al.* 2005: 10)

Lisaks parima üksiku suhtarvu väljaselgitamisele, on proovitud leida ka erinevaid kordajate kombinatsioone, mis tagaks suurima täpsuse väärtuse hindamisel. Cheng ja McNamara (2000: 350, 362) võrdlesid P/E, P/B ning nende mõlema kordaja kombinatsiooni täpsust umbkaudu 30 000 vaatluse põhjal 20 aastasel perioodil. Ühtlasi testiti tulemusi erineval viisil saadud võrdlusgruppide lõikes, mille moodustamiseks kasutati tööstusharu klassifikaatorit, ettevõtte suurust ning omakapitali tootlikkust ning nende näitajate kombinatsioone. Osutus, et P/E suhte kasutamise hindamisvea mediaan (28,1%) oli väiksem kui P/B suhte puhul (29,8%). Samas P/E ja P/B suhete võrdsete osakaaludega kombinatsioon tagas väiksema hindamisvea (25,9%) kui kahe suhtarvu kasutamine eraldi. Kahjuks piirdusid autorid tagasivaatavate kordajate kasutamisega, kuigi eelpooltoodu valguses oleks huvitav teada ka ettevaatavate kordajate kombinatsioonide täpsust ettevõtte omakapitali või ettevõtte väärtuse hindamisel.

Ettevaatavate kordajate aspekti arvestas ka Yoo (2006: 114, 116-117), kus kasutati P/B, P/S, P/E, P/EBITDA ja kolmeaastase prognoosi põhjal arvutatud P/E suhtarve. Uurimuses kasutati kahte erinevat kordajate kombinatsiooni. Esimese puhul kombineeriti omavahel raamatupidamisliku väärtuse, EBTIDA, müügitulude ja raporteeritud kasumi näitajad ning teisel juhul asendati ajalooline kasum prognoositud kasumiga. Selgub, et absoluutse hindamisvea mediaan oli kombineeritud ajalooliste näitajate puhul suurem kui lihtsalt P/E kordaja puhul saadud tulemusega, mis näitab, et igasugune kordajate kombinatsioon ei paranda hindamistäpsust võrreldes üksiku kordaja kasutamisega. Kasutades aga kombineeritud näitaja puhul ettevaatavat P/E

kordajat, paranes hindamistäpsus võrreldes ajalooliste kombineeritud kordajatega, kuid võrreldes ainult ettevaatava P/E suhtarvu rakendamisel saadud hindamisveaga, oli tulemus üsna sarnane ehk erilist eelist antud näitajate kombinatsiooni kasutamine ei andnud.

Varasemast kirjandusest ja autorite saadud tulemustest annab ülevaate tabel 1. Järeldub, et pea kõigi läbiviidud uuringute kohaselt on üks täpsemaid väärtuskordajaid P/E suhe või mõni selle variatsioonidest. Olgu mainitud, et väärtuskäituri alaindeksid tähistavad antud väärtuskäituri prognoosiperioodi. Seega on mitme uuringu põhjal täpsemaid tulemusi andnud ettevaatavate väärtuskordajate kasutamine.

Tabel 1. Ülevaade varasematest uurimustest ning saadud tulemustest.

		Liu, Nissim, Thomas (2002)	Schreiner, Spremann (2007)	Tu (2010)	Lie, Lie (2002)	Cheng, McNamara (2000)	Yoo (2006)
Periood		1982- 1999	1996- 2005	1999- 2009	1998- 1999	1973- 1992	1981- 1999
Vaatlusi		19 879	5 920	26 487	8 621	30 310	29 929
Testitavate kordajate arv		17	27	24	10	2	5
Väärtus- kordajad täpsuse järgi (mediaan)	1	EPS ₁ /P	P/EBT ₂	P/EPS ₂	EV/B	P/EPS-P/B	P/AEF
	2	EPS ₂ /P	P/EBT ₁	P/EPS ₁	EV/EBIT	P/EPS	P/EPS
	3	EG ₁ /P	P/(E+AIA)	P/EBIT ₂	EV/EBITDA	P/B	P/EBITDA

Allikas: (Autori koostatud).

Olgu mainitud, et Yoo uuringu puhul on tabelis toodud väärtuskordajad järjestatud aritmeetilise keskmise, mitte mediaankeskmise järgi, kuna Yoo ei avaldanud mediaankeskmisi. Lisaks tähistab tema uurimuse täpseima väärtuskordaja käitur AEF analüütikute kolme aasta kasumiprognose. Lie ja Lie töös on väärtuskordaja EV/EBIT juures kasutatud nii-öelda kohandatud näitajat ehk ettevõtte väärtusest on lahutatud rahapositsioon, sest hetke rahapositsiooni nüüdisväärtust on lihtne hinnata. Liu, Nissim ja Thomase töös märgib EG₁ analüütikute kahe aasta aktsiapõhise kasumi prognoosi, mis on läbi korrutatud teguriga 1+g, kus g on pikaajaline kasvumäär. Schreiner ja

Spremanni täpsuselt kolmandas väärtuskordajas tähistab AIA firmaväärtuse (*goodwill*) ja intellektuaalse omandi amortisatsiooni.

Hoolimata erinevustest vaatluste arvus ning analüüsitud perioodides ilmneb, et täpseimad väärtuskordajad ettevõtte väärtuse (või omakapitali väärtuse) hindamisel on ettevaatav P/E kordaja ning tagasivaatav P/E kordaja. Omavaheliselt võrreldes tagab täpsema tulemuse analüütikute prognooside põhjal arvutatud P/E väärtuskordaja. Antud tähelepanek on ka peamiseks põhjuseks, miks autor on käesolevas töös fookuse suunanud just nendele kahele väärtuskordajale.

Autor soovib siinkohal rõhutada ka vastuolu esimeses alapeatükis toodud tulemustega. Nimelt leiti käesolevas alapeatükis käsitletud väärtuskordajate täpsusega seotud uurimustes, et täpsema hinnangu ettevõtte praegusele väärtusele tagab ettevaatavate kordajate kasutamine. Kusjuures mitmes uurimuses leiti, et mida pikemat prognoosiperioodi väärtuskäituri puhul kasutada, seda täpsemaks tulemused muutusid. Nüüdisväärtuse kontseptsioonist lähtudes on selline tulemus ka intuitiivne. Samas järeldub esimesest alapeatükist, et prognooside täpsus väheneb prognoosiperioodi suurenemisel ehk siit saab teha vastuolulise süllogismi – ettevõtte hinnatav väärtus on seda täpsem, mida ebatäpsemaid prognoose kasutada. Seega peaks autori arvates väärtuse hindaja kohendama oma hinnangut niimoodi, et see võtaks arvesse ka hindamisel kasutatud prognooside eksimise potentsiaali.

Kokkuvõtlikult võib teoreetilise peatüki põhjal järeldada, et suuremad aktsiaturud on vähemalt informatsioonilises mõttes efektiivsed, mis tähendab seega võrdlushindamise peamise eelduse täidetust. Samuti selgub empiiriliste uurimuste tulemustest, et kõige täpsema hinnangu ettevõtte väärtusele saab, kasutades hinna-kasumi (P/E) suhtarvuseid. Täpsemalt soovitatakse kasutada prognoositud kasumi põhjal tuletatud P/E väärtuskordajaid, kuna need tagavad täpsema tulemuse kui raporteeritud kasumi järgi arvutatud P/E kordajate rakendamine ettevõtte väärtuse hindamisel. Uurides täpsemalt, mis mõjutab P/E väärtuse kujunemist, selgub, et teoreetiliselt on peamisteks teguriteks dividendide väljamaksekordaja, ettevõtte riskitase ning oodatav kasvumäär. Empiirilistest töödest aga näib, et domineerivaks faktoriks P/E väärtuse kujunemisel on oodatav kasvumäär. Siinkohal saab teha järelduse, et nii P/E kordaja kui ka võimalikult täpse ettevõtte väärtuse hinnangu kujunemisel mängivad kesket rolli analüütikute

prognoosid. Samas on täheldatav analüütikute kasumiproгноoside optimistlikkus ning üsna märkimisväärne hälbimine tegelikest kasumitest. Antud tähelepanekuga aga ei ole uurimused kordajatepõhise väärtuse hindamise meetodi kohta arvestanud.

2. ANALÜÜTIKUTE PROGNOOSITÄPSUSE ANALÜÜS SUUREMATE USA BÖRSIETTEVÖTETE NÄITEL PERIOODIL 1992-2012

2.1. Andmed ja metoodika

Järgnevalt analüüsib autor analüütikute kasumiprognoside täpsust USA ettevõtete näitel. Analüüsi tulemusi kasutatakse ettevaatava P/E väärtuskordaja põhjal leitud ettevõtte väärtuse hinnangu täpsuse korrigeerimiseks, tuginedes varasematele empiirilistele uurimustele väärtuskordajate täpsuse kohta. Seejärel uuritakse, kas ja kuidas muutub ettevaatava ja tagasivaatava P/E omavaheline järjestus, kui arvestada analüütikute prognooside täpsusega.

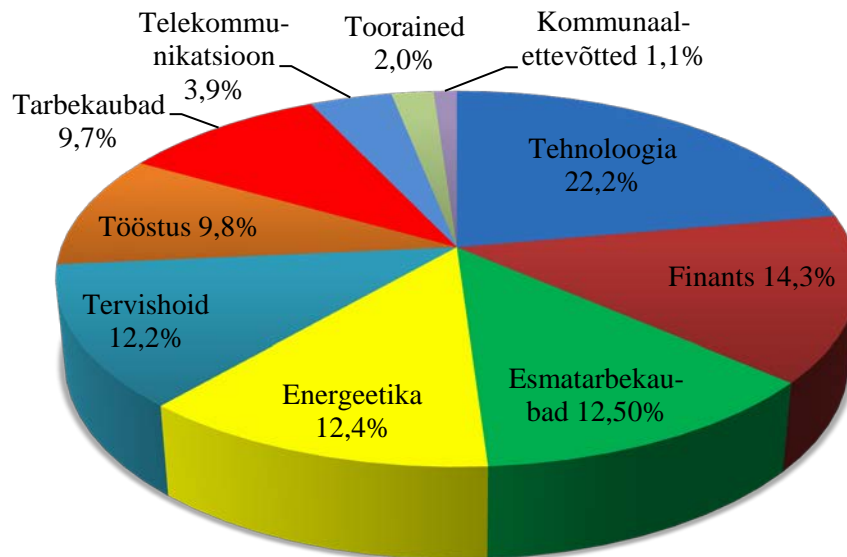
Varasemad empiirilised uurimused vaatlesid küll ettevaatavate ja tagasivaatavate väärtuskordajate vahelise ettevõtte väärtuse (või omakapitali väärtuse) hindamisel, kuid siimaani on ettevaatavate kordajate väärtuskäiturit käsitletud kui tulevikus kindlalt realiseeruvat väärtust. Samas johtub erinevatest töödest, et analüütikute prognoosid võivad tegelikust tulemusest erineda, mistõttu peab autor korrektseks arvestada antud faktiga ka ettevaatavate kordajate täpsuse mõõtmisel.

See tähendab, et leides võrdlusgrupi ettevõtete tulevikku vaatava P/E mediaani või aritmeetilise keskmise saab hindaja antud näitajat vastavalt varasemate empiiriliste uuringute tulemustega vea kohta kohandada. Seejärel korrutatakse kohandatud näitajad² läbi hinnatava ettevõtte prognoositava kasumiga. Samas jäetakse arvestamata, et ka hinnatava ettevõtte prognoositav kasum hõlmab endas prognoosiviga, millega hindaja

² Kuna varasemates uuringutes on valdavalt välja toodud väärtuskordajate täpsuse absoluutvead, peaks hindaja arvestama, et tulemus võib osutuda madalamaks või kõrgemaks. Seega leiab ta väärtuskordajat kohandades kaks väärtust (madalama ja kõrgema suhtarvu) ning korrutab mõlemad läbi hinnatava ettevõtte väärtuskäituri, saades hinnatava ettevõtte õiglase väärtuse vahemiku.

objektiivse väärtuse leidmisel arvestama peaks. Autor juhib tähelepanu sellele, et varasemad uurimused pole ettevaatavate kordajate puhul prognoosiviga arvestanud ning käesoleva töö empiirilises osas uuritaksegi muuhulgas, kas prognoosiveaga arvestamine ettevaatavate kordajate puhul muudaks varasemate empiiriliste uuringute tulemusi väärtuskordajate täpsuse kohta ettevõtte väärtuse leidmisel. Kuna ka varasematest töödest selgub, et puhaskasumi põhjal arvatud suhtarvud on kõige täpsemad, siis võrdlebki autor empiirilises osas omavahel P/E väärtuskordajaid.

Empiiriline analüüs viidi läbi S&P 100 aktsiaindeksisse kuuluvate ettevõtete põhjal. Täpne nimekiri analüüsis kasutatud ettevõtetest on leitav lisast 1. Tegu on S&P 500 alamindeksiga, kuhu kuulub 100 USA börsidel noteeritud ning S&P 500 indeksisse kuuluvat ettevõtet. Indeksisse kuulumiseks peavad ettevõtted olema suured³ ning ühtlasi peavad ettevõttel olema noteeritud aktsiaoptsioonid. S&P 100 indeksi koostamisel arvestatakse ka sektorite jaotusega. Indeksi koosseisus tehakse muudatusi vastavalt vajadusele, mitte kindla perioodi jooksul (S&P Dow Jones... 2013: 4). Joonisel 4 on toodud ka indeksi jaotus sektorite lõikes.



Joonis 4. S&P 100 indeksi sektorite kooslus seisuga 19. märts 2013 (autori koostatud).

³ Ainuüksi S&P 500 indeksisse kuulumiseks peab ettevõtte turukapitalisatsioon olema vähemalt \$4 miljardit ning kauplemissäive keskmiselt 250 000 aktsiat kuus (S&P Dow Jones... 2013: 6).

S&P 100 indeksi ettevõtete turukapitalisatsioon kokku on ligikaudu \$8,37 triljonit, mis moodustab ligikaudu 60% S&P 500 ettevõtete omakapitali turuväärtusest ning 45% NYSE Euronext ja NASDAQ OMX ettevõtete turuväärtusest, mis on USA kaks suurimat börsi. Seega peaks tegu olema piisavalt esindusliku valimiga USA ettevõtete kohta. NYSE Euronext ja NASDAQ OMX börside käive oli 2012. aastal \$23,22 triljonit ehk ligi 7 korda kõrgem kui nendele kahele järgnenud Tokyo börsil (2012 WFE Market...: 6, 9). Seega võib eeldada, et maaklerettevõtted on analüüside genereerimisel USA ettevõtete kohta üsna aktiivsed, kuna kauplemismahtudel suurima turu katmine võimaldab neil teenida komisjonitasusid maailma suurimalt aktsiabörsilt.

Samuti on suuremaid ettevõtteid analüüsivate analüütikute arv kõrgem kui väiksemate ettevõtete puhul. Morningstar.com analüütik Gordon Rose (2011) tõi välja, et üle \$10,9 miljardilise turukapitalisatsiooniga USA börsiettevõtete puhul katab ettevõtet keskmiselt 15,7 analüütikut, \$10,9-\$2,4 miljardi suuruse omakapitali väärtusega ettevõtete puhul on vastav näitaja 10,5 ning kõige väiksemate ettevõtete puhul analüüsib ettevõtet keskmiselt 7,1 analüütikut. Sarnane trend valitseb ka Euroopa börsiettevõtete puhul.

Seega õigustab suuremate ettevõtete analüüsimist suurem analüütikute arv ettevõtte kohta, kuna käesolevas töös kasutatakse analüütikute konsensuslikku ehk keskmist prognoosi. Suurem analüütikute arv vähendab ekstreemsete prognooside mõju ning tagab usaldusväärsema hinnangu analüütikute prognooside keskväärtusele. Ühtlasi on S&P 100 ettevõtete turukapitalisatsioon piisavalt suur, et õigustada järelduste tegemist üldkogumile.

Kvartaalsed andmed on saadud Bloomberg Professional (*Bloomberg Terminal*) teenuse kaudu, mis on finantsanalüütikutele suunatud infoplatvorm. Analüüsitavaks perioodiks on 1992. aasta neljas kvartal – 2012. aasta kolmas kvartal ehk 20 aastat. Kahjuks kuvas Bloomberg Terminal ajaloolise info ainult hetkel indeksis olevate ettevõtete kohta ehk seisuga 21. november 2012. See tähendab, et käesolevad andmed ei arvesta indeksi koosseisu muutustega. Näiteks, kui 2012. aasta kolmandas kvartalis on olemas andmed kõigi 100 indeksi ettevõtete kohta, siis 1992. aasta neljanda kvartali seisuga on andmed 76 ettevõtte kohta. See tähendab, et 20 aastaga on S&P 100 indeksisse lisandunud ja

sealt välja arvatud 24 ettevõtet. Samas tuleb märkida, et antud näitaja pole ajaperioodi arvestades kuigi suur, mis tähendab, et tegu on suhteliselt stabiilse indeksiga.

Siiski tuleb märkida, et indeksi koosseisuliste muutustega mitte arvestamine võib esile kutsuda niinimetatud ellujääjate efekti (*survivorship bias*). Antud efekt tähendab, et arvestades ainult praegusel ajahetkel indeksisse kuuluvate ettevõtetega, jäävad analüüsist välja ettevõtted, kes erinevatel põhjustel ei vasta enam indeksisse kuulumise tingimustele või lihtsalt ei ole enam börsil noteeritud ning see võib oluliselt mõjutada analüüsi tulemusi (Elton *et al.* 1996: 1099). Autori arvates võib see muuta analüütikute prognoosid täpsemaks, võrreldes olukorraga, kui analüüs arvestaks ka indeksi koosseisu muutustega. Nimelt on kirjanduses mainitud, et analüütikute prognoosid kipuvad olema optimistlikud, mistõttu näiteks halvenevate majandustulemuste tõttu indeksi kriteeriumitele mittevastavate ettevõtete analüüsist väljajätmine võiks suurendada analüütikute prognooside täpsust.

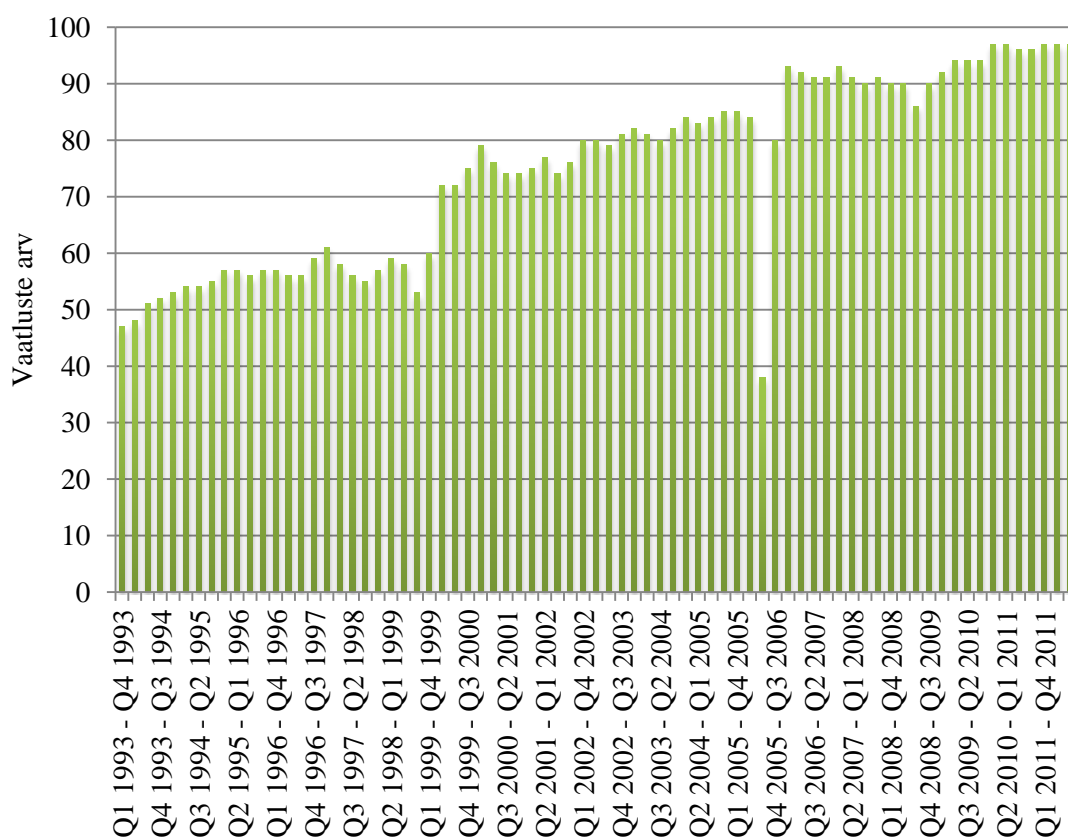
Autori valitud muutujateks andmebaasist olid viimase nelja kvartali kohandatud puhaskasum aktsia kohta (EPS_0) ning järgmise nelja kvartali keskmine prognoositav kohandatud puhaskasum aktsia kohta (EPS_1). Tegemist on nii-öelda väärtuskäituri jooksvate (*trailing*) väärtustega. Kuna antud muutujad on võetud iga kvartali viimase kuupäeva seisuga, tuleb arvestada viitajaga majandustulemuste avalikustamisel. Näiteks aasta viimase kvartali EPS_0 muutuja ei näita antud kalendriaastal teenitud puhaskasumit, sest ettevõtte ei esita oma majandusaasta aruannet aasta viimasel päeval. Seega näitab viimasel kalendriaastal teenitud kasumit järgmise kalendriaasta esimese kvartali lõpu EPS_0 muutuja.

Andmebaasi kuuluvatest ettevõtetest 84 puhul kattub majandusaasta kalendriaastaga või kalendriaasta kvartalitega ning 16 puhul on majandusaasta kalendriaastast ja kalendriaasta kvartalitest erinev. Kuna andmed on saadud kalendriaasta kvartalite viimase päeva seisuga, siis tuleb viimaste ettevõtete puhul läbi viia kohandusi. Selleks kasutab autor Earnings.com andmebaasi ettevõtete tulemuste avaldamise kuupäeva kohta. Autor arvestab tulemuste avaldamise kuupäevadega seetõttu, et Bloombergi terminalist saadud näitajad muutuvad alles tulemuste avaldamise järel. Näiteks kui ettevõtte kvartal lõppeb 28. veebruariga ning tulemused tehakse avalikuks aprilli alguses, siis 30.märtsi seisuga saadud viimase nelja kvartali puhaskasumi muutujas ei

kajastu 28. veebruariga lõppenud kvartali puhaskasum. Earnings.com andmebaasi ajalugu kõigub erinevate ettevõtete lõikes, kuid enamjaolt ulatub aastasse 1999. Kuna autoril ei ole informatsiooni varasemate aastaste majandustulemuste avalikustamise kuupäevade kohta, siis varasemad vaatlused jäetakse 16 ettevõtte puhul analüüsist välja.

Andmebaasis on 6729 vaatlust viimase nelja kvartali kohandatud puhaskasumi kohta (EPS_0) ja 6340 vaatlust järgneva nelja kvartali kohandatud puhaskasumi prognoosi kohta (EPS_1). Samas tuleb märkida, et juhul kui EPS_0 või EPS_1 muutuja väärtused on kas negatiivsed või võrdsed nulliga, muutub P/E väärtuskordaja kasutamine ettevõtte väärtuse hindamisel mõttetuks, kuna see ei anna hindajale mingit sisulist informatsiooni. Seetõttu eemaldatakse andmebaasist kõik negatiivsed ja nulliga võrduvad EPS_0 ja EPS_1 muutujad. Samuti jäävad analüüsist välja vaatlused, kus mingi prognoosiperioodi kohta on olemas ainult EPS_0 või EPS_1 muutuja, sest kõigest ühe muutuja olemasolu korral, pole seda millegagi võrrelda. Antud muudatuste tegemisel jääb andmebaasi 5621 omavahel võrreldavat, positiivset EPS_0 ja EPS_1 vaatlust.

Prognoosiperioode on kokku 74, millest kõige varasem on ajavahemiku Q1 1993 – Q4 1993 kohta ning kõige hilisem ajavahemiku Q3 2011 – Q2 2012 kohta. Kuna mõned ettevõtted polnud varasematel aastatel börsil noteeritud või indeksisse sisse arvatud, siis varasemate aastate puhul on vaatlusi vähem. Samas tuleb märkida, et kõige vähem vaatlusi ehk 38 vaatlust oli andmebaasis prognoosiperioodi Q3 2005 – Q2 2006 kohta. Vähene vaatluste arv näib olevat põhjustatud tehnilisest probleemist, sest vahetult enne ja pärast antud perioodi olid andmed taas tavapärasel määral kättesaadavad. Keskmiselt oli iga perioodi kohta 75 omavahel võrreldavat EPS_0 ja EPS_1 vaatlust. Maksimaalselt saab iga perioodi kohta olla 100 vaatlust ehk üks vaatlus iga ettevõtte kohta. Joonisel 5 on graafiliselt toodud ka vaatluste arv erinevate perioodide lõikes.



Joonis 5. Vaatluste arv erinevate prognoosiperioodide lõikes (autori koostatud).

Vaatlusaluse perioodi vahemikku (1992 Q4 – 2012 Q3) jääb USA majandusuuringute büroo (*National Bureau of Economic Research*) andmetel kaks majanduslanguste perioodi. Esimene neist ilmnes perioodil 2001 märts – 2001 november ning teine 2007 detsember – 2009 juuni. Autori arvates muudab see analüüsi tulemused usaldusväärsemaks, sest analüütikute prognooside täpsust jälgitakse muutuv keskkonnas, mitte ainult majandustõusu või –languse perioodidel.

Iga prognoosivea mõõtmiseks kasutatav mõõdik peaks vastama viiele kriteeriumile: mõõtmise usaldusväärsus, töökindlus, tõlgendamise lihtsus, esitamise selgus ja statistilise analüüsi võimalus (Swanson *et al.* 2011: 3). Prognoosivea mõõtmiseks on palju erinevaid võimalusi, kuid üsna tihti, ja ka käesolevas analüüsis, kasutatakse protsentuaalset absoluutviga (*Absolute Percentage Error – APE*) ja sellel põhinevaid näitajaid. Antud töö raames avaldub APE järgmisel kujul:

$$(10) \quad APE = \left| \frac{EPS_{0,t} - EPS_{I,t}}{EPS_{0,t}} \right|,$$

kus $EPS_{0,t}$ – perioodil t raporteeritud kohandatud puhaskasum aktsia kohta,

$EPS_{I,t}$ – perioodiks t prognoositud kohandatud puhaskasum aktsia kohta.

Võrrandi lugejas asuv avaldis näitab, kui palju hälbis prognoos tegelikust väärtusest. Kui tegelik väärtus oli sama, mis prognoositav väärtus, on APE väärtus 0 ehk prognoosiviga ei esinenud. Puhaskasumi üle- või alahindamisel on APE väärtus aga positiivne.

Võrrandi nimetajas on toodud $EPS_{0,t}$, et näidata protsentuaalselt, kui palju hälbib prognoos tegelikust tulemusest. Protsentuaalne ehk suhteline prognoosivea mõõtmine võimaldab eemaldada ka probleemid, mis tulenevad erinevustest aktsiapõhiste kasumite väärtuste skaaladest. Kuigi tegeliku puhaskasumi kasutamine nimetajas tundub autori jaoks intuitiivne tegevus, kui eesmärgiks on välja selgitada prognoosiviga, siis kirjanduses tuuakse välja, et vahepeal eelistatakse nimetajas kasutada ka prognoositud väärtust.

Green ja Tashman (2009: 36-40) saatsid 2009. aastal mitmetele prognoosidega tegelevatele ettevõttele küsitluse, kus paluti vastata, millist näitajat nende ettevõttes prognoosivigade mõõtmiseks nimetajas kasutatakse. 56% vastanutest eelistas kasutada nimetajas tegelikku väärtust, kuna prognoosi eesmärgiks on prognoosida tegelikku väärtust, siis see peaks prognoosi täpsuse hindamisel olema ka baasväärtuseks. Ühtlasi märgiti, et kuna enamikel juhtudel kasutatakse nimetajas tegelikku väärtust, võimaldab see erinevaid uuringuid omavahel võrreldavaks muuta.

15% vastanutest eelistas kasutada nimetajas prognoositud väärtust, kuigi üks tegeliku väärtuse kasutajatest tõi selle kohta välja terava kriitika. Näiteks kui tegelik väärtus on 100 ning prognoositav väärtus on 1000, siis kasutades nimetajas prognoositud väärtust, saadakse prognoosiveaks 90%, kuid kasutades nimetajas tegelikku väärtust, kujuneb prognoosiveaks 900%. Samas kui analüüsida põhjendusi, miks kasutada nimetajas prognoositud väärtust, tuuakse välja, et näiteks ettevõtte müügiplaani koostamisel tuleks mõõdupuuks võtta see, kas palju hälbis tegelik tulemus prognoosist. Seega sõltub muutuja valik üsna palju ka kontekstist. (Green, Tashman 2009: 37-39)

29% vastanutest valis aga variandiks, et nimetajas tuleks kasutada üldse mingit kolmandat muutujat nagu näiteks tegelike väärtuste keskvaartust või midagi sarnast (Green, Tashman 2009: 40). Mäletatavasti tõi Brown kriitikas Dremani ja Berry uurimuse kohta välja, et analüütikute prognoosivigade mõõtmiseks tuleks kasutada aktsia hinda. Autori arvates võimaldab selline lähenemine väga hästi siluda erindeid, sest näiteks madalamate aktsiahindade puhul on tavapäraselt väiksemad ka kasumid aktsia kohta, mistõttu juba näiteks prognoosi hälbumine ühe sendi võrra tegelikust tulemusest võib kaasa tuua suure prognoosivea, kui seda aktsia hinnaga läbi ei jagataks. Siiski tuleb silmas pidada, et prognoosi hälbumise jagamine aktsia hinnaga näitab, mitu protsenti moodustab hälbumine aktsia hinnast, mis autori arvates ei anna mingit sisulist informatsiooni analüütikute prognooside täpsuse kohta.

Selleks, et teha järeldusi prognoosivigade kohta, võetakse enamikes uurimustes APE väärtustest aritmeetiline keskmine ehk MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) (Hyndman, Koehler 2006: 683):

$$(11) \quad MAPE = n^{-1} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{A_t} \right|,$$

kus n – vaatluste arv,
 e_t – prognoosiviga,
 A_t – tegelik tulemus.

Käesoleva töö raames avaldub MAPE valem järgneval kujul:

$$(12) \quad MAPE = n^{-1} \sum_{t=1}^n \left| \frac{EPS_{0,t} - EPS_{1,t}}{EPS_{0,t}} \right|$$

Tegu on üldlevinud praktikaga, kuna MAPE vastab enamikele eespoolmainitud kriteeriumitele prognoosivea mõõdiku omaduste kohta, kuid puudusi esineb mõõtmise usaldusväärsuses. Nimelt tuleks aritmeetilise keskmise arvutamisel APE väärtustest arvestada ka APE väärtuste jaotustega.

Tulenevalt arvutusvalemist on APE väärtused vasakult poolt piiratud nulliga ehk APE ei saa olla väiksem kui 0, kuid selle väärtus võib olla lõpmata suur. APE väärtus on seda suurem, mida lähedasem on $EPS_{0,t}$ väärtus nullile. Seetõttu on APE jaotus tihti peale

negatiivse asümmeetriaga ehk nii-öelda paremale kaldu. Sellest tulenevalt on MAPE puuduseks asjaolu, et antud näitaja kujunemises domineerivad pigem erindid. Seega tulenevalt aritmeetilise keskmise puudustest soovivad statistikud kasutada teistsuguseid mõõdikuid. Üheks lahenduseks on kasutada APE väärtuste mediaanekskmismist ehk MdAPE (*Median Absolute Percentage Error*) väärtust. Mediaanekskmismise probleemiks võib pidada aga informatsiooni ignoreerimist, sest mediaan arvestab ainult jaotuse keskpunktiga, nii, et muutused väljaspool keskpunkti, mis keskpunkti ei nihuta, mediaanis ei kajastu. (Swanson *et al.* 2011: 3, 8)

Hoolimata mediaani võimalikest puudustest kasutab autor edaspidises analüüsis ühe täpsuse mõõdikuna MdAPE-t. Kuigi mitmed autorid on kasutanud analüütikute prognooside mõõtmisel MAPE näitajat, võib aritmeetilise keskmise kasutamine põhjustada analüütikute täpsuse alahindamist. Hoolimata sellest, et mediaanekskmismine võib omakorda põhjustada analüütikute täpsuse ülehindamise, kuna ei arvesta prognoosivigade ränkusega, väldib mediaanekskmismine liigse rõhuasetuse seadmist ekstreemsetele väärtustele. Seega saadakse mediaanekskmismist kasutades pigem konservatiivne hinnang analüütikute prognoositäpsusele, mis muudab ka analüüsi järeldused usaldusväärsemaks. Autor peab arvestama ka varasemate tööde metoodikat väärtuskordajate täpsuse hindamisel, et tagada käesoleva analüüsi ning varasemate analüüsivigade omavaheline võrreldavus. Ettevaatavalt võib märkida, et pea kõikides uurimustes on kasutatud, MAPE või MdAPE näitajat, kusjuures enamikel juhtudel on välja toodud ka MdAPE väärtus.

MAPE ja MdAPE puudusteks on veel ka see, et mõlema puhul asetatakse rohkem rõhku positiivsetele vigadele kui negatiivsetele vigadele. See tuleneb protsentvea arvutuspõhimõttest, kus nimetajas on tegelik väärtus (näide on toodud järgmisel leheküljel). Antud tähelepanek viis uute, niinimetatud sümmeetriliste mõõdikute väljatöötamiseni, mille eesmärk on MAPE ja MdAPE puudusi kõrvaldada. (Hyndman, Koehler 2006: 683)

Sümmeetriline MAPE (sMAPE – *Symmetric Mean Absolute Percentage Error*), nagu ka tavaline MAPE on aritmeetiline keskmine absoluutsetest protsentvigadest, kuid antud vigade arvutamisel kasutatakse nimetajas tegeliku väärtuse ja prognoositud

väärtuse aritmeetilist keskmist. Sümmeetrilise MAPE valem avaldub alljärgneval kujul (Hyndman, Koehler 2006: 683):

$$(13) \quad sMAPE = n^{-1} \sum_{t=1}^n \left| \frac{e_t}{(A_t + F_t)/2} \right|,$$

kus F_t – analüütikute prognoositud väärtus.

Käesoleva töö raames avaldub sümmeetriline MAPE järgnevalt:

$$(14) \quad sMAPE = n^{-1} \sum_{t=1}^n \left| \frac{EPS_{0,t} - EPS_{1,t}}{(EPS_{0,t} + EPS_{1,t})/2} \right|$$

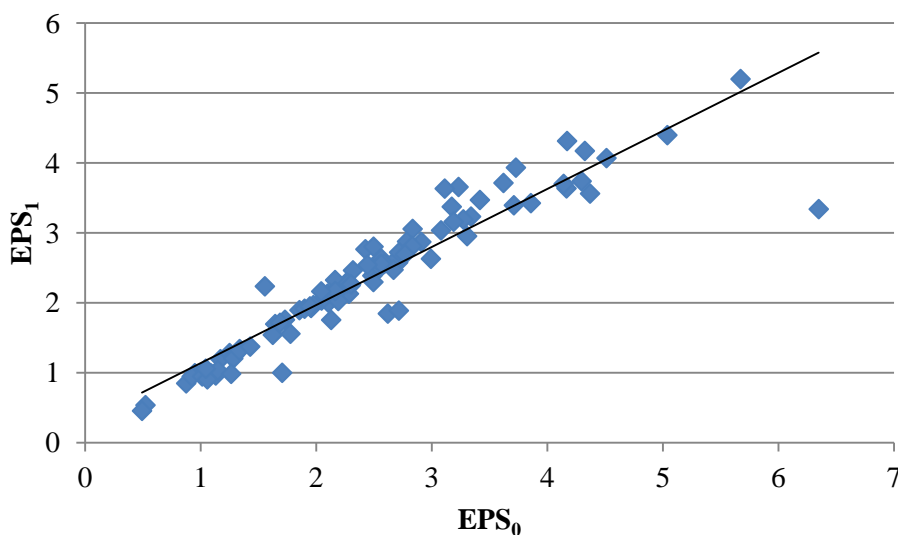
Sümmeetrilise MAPE minimaalne väärtus on 0, kuid erinevalt traditsioonilisest MAPEst, mille suurim väärtus on piiramatu, on sMAPE suurim võimalik väärtus 2. Seega varieeruvad sMAPE väärtused kindlas vahemikus ning siluvad ekstreemsete väärtuste mõju. sMAPE peamiseks eesmärgiks on vähendada protsentvea arvutamisel tekkivat ebasümmeetrilisust. Näiteks, kui prognoositav väärtus on 150 ning tegelik väärtus 100, kujuneks absoluutseks protsentveaks 0,5. Kui prognoositav väärtus on 100 ning tegelik väärtus 150, on absoluutne prognoosiviga 0,33. Kui aga nimetajas on prognoositava ja tegeliku väärtuse keskmine, kujuneks kummalgi juhul prognoosiveaks 40%. (Swanson *et al.* 2011: 7)

Samas pole sümmeetriline MAPE sugugi nii sümmeetriline kui nime järgi arvata võiks. Sama A_t väärtuse korral on prognoosiviga suurem väiksemate prognooside väärtuste korral, võrreldes olukordadega, kui prognoosid on kõrgemad. (Hyndman, Koehler 2006: 683)

Varasemad tööd väärtuskordajate täpsuse kohta pole kasutanud sümmeetrilist MAPE-t. Samas arvutab autor käesoleva uurimuse raames traditsioonilise MAPE kõrval ka sümmeetrilise MAPE, kuna viimane võimaldab kõrvaldada mõningad probleemid, mis esinevad traditsioonilise MAPE kasutamisel ning samas jätab tulemused võrreldavaks varasemate uurimustega. Kuigi sMAPE elimineerib mõnevõrra negatiivse sümmeetria probleemi, ei kao see täielikult, mistõttu edaspidises analüüsis kasutatakse sMAPE mediaankeskmist (sMdAPE).

2.2. Kirjeldav statistika ja tulemused

Joonisel 6 on esitatud kirjeldav statistika valimis olevate ettevõtete tagasivaatavate kohandatud aktsiapõhise kasumite ning prognoositud aktsiapõhiste kasumite kohta. Kui EPS_1 näitaja on kõrge, kuid EPS_0 muutuja samal ajal madal, siis on analüütikute prognoosid optimistlikud ja vastupidi. Jooniselt 6 on välja jäetud erandid C, GOOG, ja GS. Täpsemad andmed ettevõtete lõikes on toodud lisas 2. Nagu näha, siis ettevõtete Berkshire Hathaway ja Mondelez International kohta ei ole andmebaasis muutujate EPS_0 ja EPS_1 kohta võrreldavaid vaatlusi. Autor ei oska välja tuua põhjust, miks vaatlused puuduvad ning andmete puuduse tõttu jäävad mõlemad ettevõtted analüüsist välja. Ühtlasi ilmneb tabelist, et ühegi ettevõtete puhul ei ole EPS_0 ja EPS_1 muutujad nullilähedased, mis täidab ühe olulise eelduse prognoosivigade mõõtmisel kasutatava meetoodika osas.

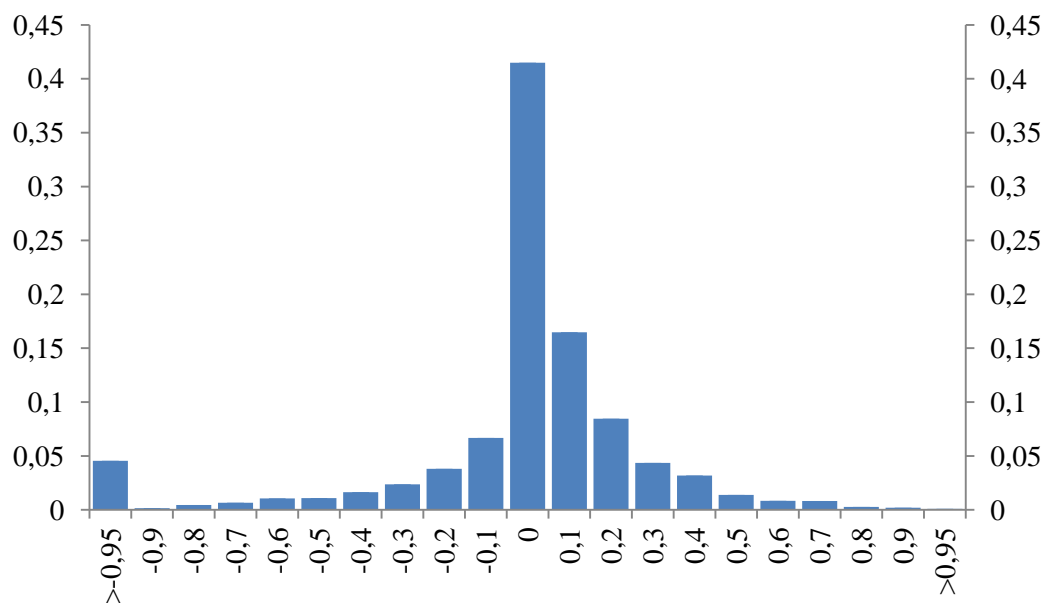


Joonis 6. Viimase nelja kvartali tegelikud ning järgmise nelja kvartali prognoositud kohandatud aktsiapõhise puhaskasumi keskmised ettevõtete lõikes (autori koostatud).

Analüüsi tulemusena ilmneb, et analüütikute keskmine prognoosiviga suhtena tegelikku kasumisse aktsia kohta on üle kõikide vaatluste -0,143 ehk -14,3%. Negatiivne arv näitab, et analüütikud on keskmiselt oma prognoosides optimistlikud, see tähendab, et prognoositud aktsiapõhine kasum on suurem kui samal perioodil teenitud kasum tegelikult. Samas ilmneb, et analüütikute prognoosid olid optimistlikud ehk prognoosiviga oli negatiivne 2011 juhul. Arvestades, et valimis on kokku 5621 vaatlust

on ka loogiline, et prognoosivea mediaan on positiivne ehk 0,053. Seega võib arvata, et keskmise prognoosivea negatiivse väärtuse põhjuseks on väga optimistlikud prognoosid.

Joonisel 7 on toodud ka analüütikute prognoosivigade jaotus. Nagu näha, siis tõepoolest mõjutavad aritmeetilist keskmist suured negatiivsed vead ning tulenevalt piirangust, et prognoositud aktsiakasum ei tohi olla 0 või negatiivne, lähenevad väärtused paremalt poolt ühele. Jooniselt selgub ka põhjus, miks prognoosivea aritmeetilise keskmise alusel ei saa teha päris korrektseid järeldusi. Probleemiks ongi nii-öelda rasked sabad (*fat-tails*) ehk suur ekstreemsete väärtuste arv, mis põhjustabki aritmeetilise keskmise ning mediaani niivõrd suure erinevuse. Selliste jaotuste puhul ei saa ka üheselt määrata, kumba kirjeldavat mõõdikut kasutada tuleks – aritmeetiline keskmine asetab liiga palju rõhku ekstreemsetele väärtusele, samas kui mediaan ei arvesta prognoosivigade ränkusega.



Joonis 7. Prognoosivigade jaotus kõikide vaatluste lõikes (autori koostatud).

Tabel 2 ja lisa 3 kirjeldavad analüütikute keskmisi prognoosivigasid ettevõtete lõikes. Antud näitaja põhjal võib öelda, et enamikel ettevõtete puhul olid analüütikud optimistlikud. Negatiivse märgiga keskmisi prognoosivigasid esines 54 ettevõtte puhul. Analüütikute kasumiprognosid võrreldes tegelike kasumitega olid kõige optimistlikumad Morgan Stanley (aktsiasümbol MS) kohta, kus prognoosid olid

tegelikust tulemusest 263,2% kõrgemad. Niivõrd suur keskmine viga tulenes eelkõige prognoosiperioodidest Q2 2007 – Q1 2008 ja Q3 2007 – Q2 2008, mil vahe tegeliku ning prognoositud kasumite vahel oli vastavalt 46 ja 80 kordne. Põhjuseid, miks analüütikute prognoosid tegelikust tulemusest nii palju erinesid, on peamiselt kaks. Esiteks, antud prognoosiperioodidesse jääb ülemaailmse finantskriisi algus ning teiseks, Morgan Stanley puhul on tegu investeerimispannaga, kellede ärimudelid finantskriisi ajal eriti tugevalt kannatada said. Siiski toob niivõrd suurte prognoosivigade esinemine välja analüütikute prognooside kasutamise ühe negatiivsema külje ettevõtete väärtuse hindamisel. Kõige pessimistlikumad võrreldes tegeliku kasumiga olid analüütikute prognoosid Gilead Sciencesi (aktsiasümbol GILD) kohta, kus tegelik aktsiapõhine kasum oli keskmiselt 63,4% analüütikute ootustest kõrgem.

Tabel 2. Analüütikute keskmised protsentvead (PE) valimi ettevõtete lõikes.

Prognoosivea vahemik	Ettevõtete arv ja aktsiasümbolid
üle 20%	4 – GILD, MA, NWSA, SPG
10 kuni 20%	5 – CMCSA, EBAY, GOOG, MSFT, V
0 kuni 10%	35 – ABT, ACN, AEP, AMGN, CAT, CL, EMC, EMR, EXC, F, GD, GE, HD, HON, IBM, INTC, JNJ, KO, LMT, LOW, MCD, MDT, MMM, MRK, NKE, ORCL, PFE, PG, PM, SO, UNH, UTX, WFC, WMT, XOM
-10 kuni 0%	27 – AXP, BAX, BK, BMY, C, COST, CSCO, CVX, DELL, DIS, DVN, FDX, HNZ, LLY, MO, PEP, RTN, SBUX, SLB, T, TGT, TWX, TXN, UPS, USB, VZ, WAG
-20 kuni -10%	8 – APC, COF, COP, HPQ, MET, MON, NOV, NSC
alla -20%	19 – AAPL, ALL, AMZN, APA, BA, BAC, BHI, CVS, DD, DOW, FCX, GS, HAL, JPM, MS, OXY, QCOM, UNP, WMB

Allikas: (Autori koostatud).

Tulenevalt eelnevast on huvitav ka jälgida, milline on analüütikute prognooside täpsus majanduskriisi perioodide ajal, ning kas see on erinev kui eespool kirjeldatud tulemused. Andmebaasis on kaks majanduslanguse perioodi. Nendest esimene algas 2001. aasta märtsis ning kestis 2001. aasta novembrini. Kvartalite mõistes mahub see vahemikku 2001 Q1 – 2001 Q4. Seega uurib autor analüütikute täpsust prognoosiperioodidel Q2 2000 – Q1 2001 kuni Q1 2002 – Q4 2002. Viimane periood

on valitud seetõttu, et 2001. aasta neljandas kvartalis, mis oli majanduslanguse viimane kvartal, koostati prognoosid järgmise nelja kvartali kohta. Antud perioodide sissearvamine aitab autori arvates paremini mõista, mitte ainult seda, kuivõrd hästi arvestasid analüütikute prognoosid majandusolukorra halvenemisega, vaid ka seda, kas majanduslanguse perioodil tehtud prognooside täpsus erines majandustõusude ajal tehtud prognooside täpsusest. Teine valimiperioodis olev majanduslangus algas 2007. aasta detsembris ning lõppes 2009. aasta juunis ehk kvartalitesse teisendatult oli teise majanduslanguse perioodiks 2007 Q4 – 2009 Q2. Seega teise majanduslanguse perioodilt lisatakse valimisse prognoosiperioodid Q1 2007 – Q4 2007 kuni Q3 2009 – Q2 2010.

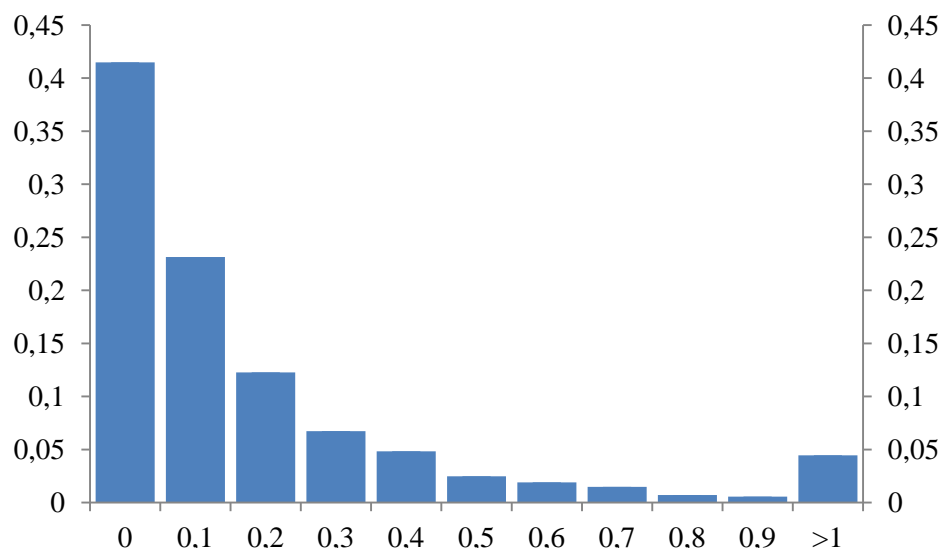
Selgub, et antud perioodidel oli analüütikute keskmine prognoosiviga -0,386 ehk majanduslanguste perioodidel olid analüütikute prognoosid oluliselt kõrgemad kui tegelikud kasumid. Tegu on 24,3 protsendipunkti suurema näitajaga kui kõikide vaatluste puhul, see tähendab, et analüütikute täpsus vähenes majanduslanguse ajal ligikaudu 70%. Võrreldes majandustõusude perioodiga oli keskmine prognoosiviga majanduslanguste ajal koguni 34 protsendipunkti kõrgem. Seega jääb mulje, et analüütikud ei suuda kuigi täpselt prognoosida majanduslanguse perioode. Samas võib prognooside niivõrd suur ebatäpsus majanduslanguste ajal võrreldes kõikide vaatlustega tuleneda ka karjakäitumisest, mida autor käsitles teoreetilises osas läbi Lamont (1995) ning Kadous, Merceri ja Thayeri (2009) tööde. Mäletatavasti selgus ka Hong ja Kubik (2003) uurimusest, et optimistlike prognoosidega analüütikutel on paremad karjäärivõimalused, kui suhteliselt pessimistlikumatel analüütikutel.

Püstakuse/asümmeetrisuse test näitab, et protsendilised prognoosivead ei ole kindlasti normaaljaotuse järgi jaotunud, mistõttu ei saa kasutada t-testi selgitamiseks, kas majanduslanguse prognoosiperioodide ja majandustõusu prognoosiperioodide keskmised üksteisest statistiliselt olulise määral erinevad. Seetõttu kasutab autor Mann-Whitney kahe valimi statistikut, mis ei eelda algandmete normaaljaotust. Antud statistik testib hüpoteesi, kas kaks valimit pärinevad sarnase jaotusega üldkogumist. Selgub, et nii olulisuse nivool 0,05 kui ka olulisuse nivool 0,01 on majanduslanguse prognoosiperioodide valimi ja majandustõusu prognoosiperioodide valimi mediaanid erinevad ehk analüütikute keskmine prognoosiviga majanduslanguse perioodidel on

statistiliselt oluliselt erinev analüütikute keskmisest prognoosiveast kogu valimi lõikes. Siit saab järeldada, et analüütikute prognoosid on majanduslanguste perioodidel oluliselt optimistlikumad võrreldes majandustõusude perioodidega.

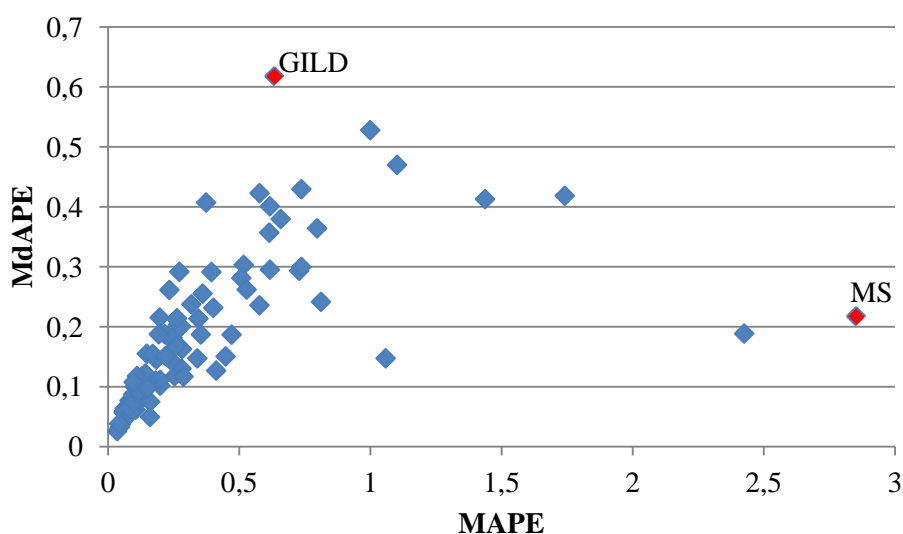
Protsentvea puuduseks on aga asjaolu, et negatiivsete ja positiivsete väärtuste keskmine ei anna õiglast pilti prognoosivea täpsusest. Näiteks, kui üks prognoos hõlbib tegelikust väärtusest -10% ning teine prognoos 10%, siis nende keskmine oleks 0, mistõttu oleks järelduseks, et keskmiselt olid prognoosid ülimalt täpsed. Tegelikuses aga hõlbisid prognoosid 10% – üks prognoosidest ülehindas tegelikku tulemust 10% ning teine alahindas tegelikku tulemust 10%. Et seda probleemi kõrvaldada, kasutataksegi APE mõõdikut ehk protsentvea absoluutväärtust.

Käesoleva töö valimi protsentvigade absoluutväärtuste keskmine ehk MAPE on 0,367. See tähendab, et keskmiselt erineb analüütikute prognoos tegelikust tulemusest 36,7% positiivses või negatiivses suunas. Nagu joonisel 8 näha, siis APE jaotuse puhul on taas tegu olukorraga, kus esineb nii-öelda raskete sabade efekt ehk väärtusi üle 1 esineb suhteliselt palju, mis mõjutab ka aritmeetilist keskmist. Seetõttu toob autor välja ka APE mediaani ehk MdAPE, mille väärtuseks on 0,128. Sisuline tõlgendus antud näitajale on, et analüütikute prognooside hõlbimise mediaan tegelikust tulemusest on 12,8%.



Joonis 8. Absoluutsete protsentvigade väärtuste jaotus (autori koostatud)

Joonisel 9 on esitatud ka MAPE ja MdAPE väärtused erinevate ettevõtete lõikes (vt ka lisa 4). Kui MAPE ja MdAPE väärtused erinevad üksteisest suuresti, siis on analüütikute prognooside täpsus antud ettevõtte lõikes palju kõikunud. MAPE väärtuste kohaselt järeldeb, et analüütikute prognoosid on kõige ebatäpsemad Morgan Stanley (aktsiasümbol MS) aktsiapõhise kasumi suhtes, häälbides keskmiselt tegelikust kasumist 285,2%. Samas mõjutab keskmise kujunemist suuresti kaks vaatlust, kus analüütikute prognoosid olid tegelikust tulemusest 45 ja 80 korda erinevad. Vaadeldes aga APE väärtuste mediaankeskmist ehk MdAPE't, ilmneb, et kõige ebatäpsemalt prognoosisid analüütikud kohandatud aktsiapõhist kasumit Gilead Sciensesi (aktsiasümbol GILD) puhul, kui prognoos erines tegelikust kasumist 61,8%. Nagu varasemalt selgus, olid analüütikud Gilead Sciensesi puhul ka kõige pessimistlikumad ning selgub, et kõikide andmebaasis leiduvate prognoosisperioodide puhul osutus Gilead Sciensesi aktsiapõhine kohandatud kasum suuremaks kui analüütikute ootus.



Joonis 9. Analüütikute prognooside absoluutsete protsentvigade aritmeetilised- ja mediaankeskmised ettevõtete lõikes (autori koostatud).

Kõige täpsemad olid prognoosid nii MAPE kui ka MdAPE järgi ettevõtte Medtronic (aktsiasümbol MDT) kohandatud aktsiapõhise kasumi kohta. MAPE kohaselt erines MDT puhul prognoos tegelikust kasumist keskmiselt 3,4% ning MdAPE järgi 2,6%. Tulemus on autori jaoks mõnevõrra üllatav, sest tegu on meditsiinitehnoloogiat tootva ettevõttega, pigem oleks autor oodanud kõige väiksemat prognooside häälbimist mõne

esmatarbekaupade müügiga tegeleva ettevõtte puhul, kuna nende ärimudel peaks olema lihtsasti mõisteta ja stabiilne.

Selleks, et ekstreemsete väärtuste mõju aritmeetilisele keskmisele ning mediaankeskmisele vähendada, arvutas autor ka sümmeetrilise APE keskmise ning mediaani. sMAPE väärtuseks kujunes 0,230 ehk analüütikute prognoosid hõlbivad tegelikust tulemusest 23%. Ühtlasi on märgata aritmeetiliste keskmiste võrdluses, et sümmeetriline APE on tõepoolest kahandanud ekstreemsete väärtuste mõju. Kui APE puhul oli ühega võrdseid või suuremaid väärtusi 250, siis sümmeetrilise APE puhul langes vastav näitaja 202 peale. Sümmeetrilise APE mediaanväärtuseks kujunes 0,122, mis tähendab, et analüütikute mediaanprognoos erineb tegelikust tulemusest 12,2%. Tegu on ka üsna sarnase tulemusega kui MdAPE puhul. See on ka ootuspärane, sest nagu varasemalt mainitud, siis ekstreemsete väärtuste mõju mediaankeskmisele on väiksem kui aritmeetilisele keskmisele.

Tabelis 3 on toodud lühikokkuvõtte analüüsi tulemustest. Nagu varasemalt märgitud, selgub, et analüütikute prognoosid on keskmiselt optimistlikud. Ühtlasi on analüütikud oluliselt optimistlikumad majanduslanguste perioodidel, mis annab alust arvata, et analüütikud ei suuda kuigi edukalt prognoosida aktsiapõhiste kasumite pöördepunkte. Sellele viitab ka ligikaudu kuus korda kõrgem suuremate eksimuste arv suhtena vastavate perioodide koguvaatlustesse majanduslanguste perioodidel võrreldes majandustõusude perioodidega.

Samuti on märgata, kuivõrd hästi elimineerib sümmeetriline APE ekstreemsete väärtuste mõju aritmeetilisele keskmisele. Näiteks majanduslanguse perioodidel on MAPE väärtus 0,558, kuid sMAPE väärtus 0,255. Seetõttu võib öelda, et sMAPE on suhteliselt hea mõõdik, mis teatud määral arvestab ka prognoosivigade ränkusega, kuid samas ei aseta liigselt rõhku väga valedele prognoosidele.

Tabel 3. Kokkuvõtte analüüsi peamistest tulemustest.

	Protsentviga	APE	sAPE
<i>Üle kõikide vaatluste (5621 vaatlust)</i>			
Keskmine	-14,3%	36,7%	23,0%
Mediaan	5,3%	12,8%	12,2%
Maksimum	99,6%	11380%	198,5%
Miinimum	-11380%	0%	0%
Vaatluste arv väärtusega ≥ 1	250*	250	202
- suhtena vaatlustesse	4,4%	4,4%	3,6%
<i>Majanduslanguse perioodidel (819 vaatlust)</i>			
Keskmine	-38,6%	55,8%	25,5%
Mediaan	0,5%	14,3%	12,6%
Maksimum	95,6%	11380%	196,5%
Miinimum	-11380%	0%	0%
Vaatluste arv väärtusega ≥ 1	124*	124	78
- suhtena vaatlustesse	15,1%	15,1%	9,5%
<i>Majandustõusu perioodidel (4802 vaatlust)</i>			
Keskmine	-4,6%	29,1%	22,1%
Mediaan	6,5%	12,4%	12,0%
Maksimum	99,6%	4700%	198,5%
Miinimum	-4700%	0%	0%
Vaatluste arv väärtusega ≥ 1	126*	126	124
- suhtena vaatlustesse	2,6%	2,6%	2,6%

*Protsentvea puhul on toodud vaatlused, mille väärtus on suurem või võrdne -1-ga.

Allikas: (Autori koostatud).

Nagu ülalolevast tabelist 3 on märgata, siis APE minimaalne väärtus on null. See tähendab, et on ka vaatlusi, kus analüütikute prognoos ühtis täielikult ettevõtte raporteeritud kohandatud aktsiapõhise kasumiga. Kokku oli selliseid prognoose kogu valimi peale 2. Üks antud prognoosidest oli tehtud ettevõtte CVS Caremark Corporationi kohta (aktsiasümbol CVS) prognoosiperioodil Q4 2003 – Q3 2004. Teine tegeliku kasumiga ühtiv konsensuse kasumiprognosis esines H.J. Heinz Company (aktsiasümbol HNZ) kohta prognoosiperioodil Q2 2003 – Q1 2004. Lisaks antud vaatlustele, esines veel 11 vaatlust, mille puhul prognoosiviga oli väiksem kui 0,0005 (ehk 0,05%), mida võib samuti lugeda perfektseteks prognoosideks täpsuse mõttes.

2.3. Tulemuste võrdlus varasemate töödega ning järeldused

Üldjoontes olid autori tulemused sarnased varasematele töödele analüütikute prognooside täpsuse kohta. Näiteks leidis Abarbanell (1991), et analüütikute prognoosid olid perioodil 1981-1984 igal aastal optimistlikud, mis on kooskõlas ka autori järeldustega analüütikute optimismi kohta. Kahjuks arvutas Abarbanell analüütikute prognoosivigu lahtudes prognoositud aktsiapõhisest puhaskasumist tegeliku aktsiapõhise kasumi, mis tähendab, et tulemused sõltuvad suuresti ka skaalaerinevustest, mistõttu autor antud tulemusi saadud tulemustega ei võrdle. Küll aga mainis Abarbanell (1991), et jagades prognoosivea läbi aktsia hinnaga, tulemused oluliselt ei muutunud.

Autori saadud tulemused on mõnevõrra paremini võrreldavad Dreman ja Berry (1995) poolt läbi viidud uurimusega, kus leiti, et keskmiselt olid analüütikute prognoosid optimistlikud, kinnitades ka käesoleva töö tulemusi. Samas tõid Dreman ja Berry välja, et nende 66 100 vaatlusega valimis oli negatiivse üllatusega vaatlusi 3241 võrra rohkem kui positiivse üllatusega vaatlusi. Käesoleva töö raames oli 5621 vaatluse kohta negatiivseid üllatusi aga 2011 ehk positiivsete üllatustega vaatluste arv ületas negatiivsete üllatustega vaatluste arvu 1599 võrra. Tulemuste erinevuste põhjuseks võib olla Dreman ja Berry poolt kasutatud suurem valim, kuna nad uurisid 1200 ettevõtte tulemusi perioodil 1972-1991, kuid autor uuris sarnasel perioodil 98 ettevõtte tulemusi. Samas toovad Dreman ja Berry välja, et negatiivsete vaatluste keskmine viga oli absoluutväärtuses alati suurem kui positiivsete vaatluste keskmine viga. Samale tulemusele jõuab ka autor, sest kui andmebaasis on ülekaalus positiivsete üllatustega vaatluste arv, kuid üleüldine prognoosiviga on negatiivne, tähendab see, et negatiivsete üllatustega vaatluste absoluutsed prognoosivead peavad olema suuremad kui positiivsete üllatustega vaatluste prognoosivead.

Kuigi Dreman ja Berry (1995) prognoosivigade arvutusmetoodika oli mõnevõrra erinev⁴ autori kasutatavast lähenemisest, saab tulemusi mõnedes aspektides võrrelda,

⁴ Dreman ja Berry kasutasid prognoosivigade arvutamisel valemit $(EPS_0 - EPS_1)/|EPS_0|$, mistõttu kajastuvad nende arvutustes negatiivsed üllatused miinusmärgiga, samas kui autor kasutas MAPE valemit $|(EPS_0 - EPS_1)/EPS_0|$, kus minimaalne võimalik väärtus on 0 (täpse prognoosi korral).

kuna nad tõid välja ka keskmise absoluutse vea (MAPE). Dreman ja Berry leidsid, et analüütikute keskmine absoluutne prognoosiviga oli 20 aasta jooksul 43,8%. Autori arvutused näitasid, et sama perioodi jooksul oli analüütikute prognooside MAPE väärtuseks 36,7%, mis on üsna ligilähedane Dreman ja Berry saadud tulemusele. Viimaste kõrgem näitaja võib tuleneda väiksemate ettevõtete kaasamisest analüüsi, mida katvate analüütikute arv on väiksem ning mille majandustulemused võivad olla volatiilsemad.

Dreman ja Berry (1995) tõid oma uurimuses välja ka prognooside osakaalu, mis langesid väljapoole +/- 10% piiri, tuues välja, et enam kui 10% prognoosidest hälbivad tegelikud tulemused on piisavad, et põhjustada korrektsioone aktsia hinnas ning analüütikute eesmärk prognooside seadmisel on saavutada oluliselt väiksem prognoosiviga kui 10%. Nad leidsid et kõikidest vaatlustest olid prognoosivead +/- 10% suuremad 55,5% juhtudest. Käesolevat tulemust saab autor võrrelda, uurides MAPE jaotust vaatluste lõikes, mis olid suuremad kui 10%. Selgub, et vaatlusi, mille puhul MAPE väärtus oli suurem kui 0,1 oli andmebaasis 3288 ehk 58,5% kõikidest vaatlustest. Seega on tegu üpris sarnase tulemusega.

Chopra (1998) tõi oma analüüsis välja, et analüütikud ülehindasid perioodil 1985-1992 tegelikke kasumeid keskmiselt 6,1%. Kuna Chopra uuris ka ettevõtete majandusaasta kasumi revideerimist, siis sisaldub antud numbris ka lühemajaliste (näiteks 6-kuu) prognooside prognoosiviga ning pole seetõttu võrreldav autori tulemustega, kes analüüsis 12-kuuliste prognooside hälbimisi. Samas toob Chopra välja, et majandusaasta alguses hindavad analüütikud kasumeid keskmiselt 11,2% suuremaks tegelikust tulemusest. Antud numbrit saab võrrelda autori tulemustega, sest tegu on 12-kuu pikkuse prognoosiperioodiga. Autor leidis, et keskmiselt on analüütikute prognoosid 14,3% kõrgemad kui tegelikud aktsiapõhised kasumid. Olgu veel mainitud, et Chopra valimisse kuulusid S&P 500 ettevõtted, millest on tuletatud ka käesoleva töö valim.

Ka Richardson, Teoh ja Wysocki (1999) uurisid analüütikute prognoosivigade muutumist, arvestades prognooside revideerimist. Nad leidsid, et analüütikute mediaanviga 12-kuud enne prognoosiperioodi lõppu oli 8%. Samas pole antud tulemus

võrreldav autori mediaanveaga, milleks on 5,3%, kuna nende prognoosivea arvutamise meetodika hõlmas prognoosi hälbimise läbijagamist aktsia hinnaga.

Beckers, Steliaros ja Thomsoni (2004) uurimus perioodil 1993-2002 Euroopa 687 suurema ettevõtte kohta leidis, et prognoosivigade MAPE oli 12-kuulise prognoosiperioodi puhul 29,7%. Tegu on mõnevõrra väiksema prognoosiveaga, kui autori leitud 36,7% USA ettevõtete puhul.

Investeerimispanka Société Générale analüütik Rui Antunes (2008) uuris analüütikute kasvumäärade prognoosivigasid diskonteeritud rahavoogude mudelites perioodil 2000-2006. USA andmete põhjal leidis ta, et keskmine prognoosiviga oli ühe aastase prognoosiperioodi puhul 47%. Kuigi antud artiklis ei mainita, kas keskmine prognoosiviga kujutab endast absoluutset prognoosiviga või mitte, eeldab autor antud näitaja ainult positiivsetele ja niivõrd suurtele väärtustele tuginedes, et tegu on absoluutse prognoosiveaga. Autori valimi põhjal oli samal perioodil MAPE 34,4%. Kahjuks ei ole artiklis mainitud, kui palju, ja millised ettevõtted valimisse kuulusid, mistõttu ei oska autor ka välja tuua konkreetseid põhjendusi erinevuste kohta.

Antud artiklis oli ka mainitud, et kui jätta perioodil 2000-2006 vaatluse alt välja majanduslanguse vaatlused, siis tulemus praktiliselt ei muutu. Samas leidis aga autor, et majanduskasvu perioodil oli analüütikute prognooside absoluutvea keskmine ehk MAPE 29,1%, kuid majanduslanguse perioodidel 55,8%, mis on üsna märkimisväärne vahe. Mann-Whitney test näitab ka, et antud keskmised pärinevad erineva jaotusega üldkogumist, mistõttu võib öelda, et tegu on statistiliselt olulise erinevusega keskmistes. Siit võib järeldada, et analüütikute prognoosid on majanduslanguse perioodidel oluliselt optimistlikumad kui majandustõusude perioodidel.

Käesoleva töö üheks peamiseks uurimisülesandeks on aga analüüsi tulemuste kõrvutamine varem läbiviidud väärtuskordajate täpsuse uurimustega ettevõtte väärtuse hindamisel, et välja selgitada ettevaatava ja tagasivaatava P/E suhte täpsused ettevõtte väärtuse hindamisest. Antud ülesanne tuleneb teoreetilises osas ilmnenu vastuolust, kus väärtuskordajate täpsuse kirjanduses soovitatakse võimalikult täpse ettevõtte väärtuse leidmiseks kasutada võimalikult pika perioodi prognoose, kuid analüütikute

täpsuse uurimustest selgub, et mida pikem prognoosiperiood, seda ebatäpsemaks prognoosid muutuvad.

Samas ilmneb käesoleva töö teoreetilisest ja empiirilisest osast, et analüütikute prognoosid pole sugugi täpsed ning antud prognooside punkthinnangute (konsensusliku prognoosi) kasutamine annaks seega ettevõtte väärtuse hindajale ebakorrekse tulemuse. Varasemad empiirilised uuringud väärtuskordajate täpsuse kohta pole aga antud aspektiga arvestanud ning nendes uurimustes kajastuvad analüütikute prognoosid kui tulevikus kindlalt realiseeruvad väärtused.

Ühelt poolt võib selle põhjuseks olla turgude efektiivsuse eeldus, mis tähendab, et kui on teada analüütikute prognoosid, siis see peaksid need sisalduma ka aktsiahindades. Kuna hind on üks P/E komponentidest, siis analüütikute prognoosi enam kohandada ei tuleks, sest kui analüütikute prognoosiviga kajastuks aktsia turuhinnas, siis kajastuks see ka P/E kordajas. Samas ilmneb Dechow *et al.* (2000) regressioonianalüüsist ning Dreman ja Berry (1995) tähelepanekust, et tegelike tulemuste hälbimine prognoosidest enam kui 10% toob kaasa märkimisväärse muutuse aktsia hinnas, et aktsiahindades ei kajastu analüütikute võimalik prognoosiviga.

Kuigi analüütikute prognoosivigade mittekajastumine aktsiahindades viitaks justkui aktsiaturgude ebaefektiivsusele, siis tegelikkuses on sisuliselt võimatu aktsiahindadel kohandada prognooside täpsusega ettevaatavalt. Aritmeetilise keskmise järgi saab öelda, et analüütikute prognoosid on keskmiselt optimistlikud, kuid aritmeetilise keskmise järgi pole võimalik teha järeldusi prognoosivea suuruse kohta (vt näide lk. 57). Selleks kasutatakse absoluutseid protsentvigasid. Absoluutsete protsentvigade keskmine või mediaan näitavad, kui palju analüütikute prognoosid tegelikust tulemusest hälbivad, samas ei näita see, millises suunas prognoosiviga on. Kuigi analüütikute prognoosid on keskmiselt optimistlikud, siis nagu selgus käesoleva töö raames, siis tegelikult enamikel juhtudel on prognoosid pessimistlikud. Aritmeetilist keskmist mõjutavad rängalt optimistlikud prognoosid. Käesoleva töö puhul esines ka juhtumeid, kus ühe prognoosiperioodi puhul olid prognoosid optimistlikud ning järgmisel perioodil pessimistlikud. Prognoosivea teadmata suuna tõttu polegi võimalik aktsiahindadel ettevaatavalt kohandada. See tähendab, et prognoosivea suund on võimalik tuvastada alles tegeliku kasumi raporteerimisel, misjärel toimub ka kohandus aktsia hinnas.

Sellest lähtuvalt kõrvutab autor järgnevalt väärtuskordajate täpsuse analüüsil saadud tulemusi käesoleva töö empiirilise osa tulemustega. Sisuliselt lisab autor ettevaatava P/E väärtuskordajat kasutades leitud hindamisveale veel ka analüütikute prognoosivea, mis annab korrektsema hinnangu ettevaatava P/E kordaja täpsuse kohta ettevõtte väärtuse hindamisel. Seejärel vaadeldakse, kas järeldus ettevaatava P/E kordaja kui täpsema väärtuskordaja kohta võrreldes tagasivaatava P/E kordajaga jääb kehtima või mitte. Autor kõrvutab omavahel väärtuskordajate hindamisvigade mediaanväärtusi ning käesolevas analüüsis saadud mediaanväärtusi. Kuigi mediaankeskmiste kasutamine ei arvesta vigade ränkusega, leiab autor, et konservatiivsema mõõdiku kasutamine vähendab tõenäosust teha esimest järku viga ehk ekslikult ümber lükata hüpoteesi, et ettevaatava P/E kasutamine tagab täpsema tulemuse ettevõtte väärtuse hindamisel.

Tabel 4. Väärtuskordajate prognoositäpsuse kohandamine analüütikute kasumiprognoside täpsusega.

	Liu, Nissim, Thomas⁵ (2002)	Schreiner, Spremann (2007)	Tu (2010)	Yoo⁶ (2006)
P/E₀	0,023	0,293	0,295	0,345
P/E ₁	0,015	0,244	0,221	0,256
EPS ₁ MdAPE	0,053	0,128	0,128	0,367
EPS ₁ sMdAPE	-	0,122	0,122	0,230
Kohandatud P/E₁ hindamisviga (MdAPE)	0,068	0,372	0,349	0,623
Kohandatud P/E₁ hindamisviga (sMdAPE)	-	0,366	0,343	0,486

⁵ Liu, Nissim ja Thomase arvutusmetoodika kohaselt ei kasutatud protsentvigade absoluutväärtust, vaid lihtsalt protsentvigasid, seega kohandas autor antud väärtusi samuti protsentvigade mediaaniga.

⁶ Yoo ei toonud oma töös välja absoluutvigade mediaanväärtusi, vaid ainult aritmeetilised keskmised. Seetõttu kasutas autor ka P/E₁ näitajate kohandamisel MAPE ja sMAPE näitajaid. Samuti kasutas Yoo ettevaatava P/E kordaja puhul analüütikute 1-aasta prognooside asemel 3-aasta prognoose, mistõttu on tema tulemus võetud lähendmuutujaks P/E₁ kordaja hindamistäpsusele.

Allikas: (autori koostatud).

Tabelis 4 on toodud tulemused, kui kohandada ettevaatava P/E täpsuse veahinnanguid käesoleva töö raames läbi viidud empiirilise analüüsi tulemustega. Antud nimistust jäi

välja Lie ja Lie uurimus, kuna nende arvutusmetoodika nägi ette prognoosivigade leidmist, võttes naturaallogaritmi hinnatud väärtuse ja turuväärtuse suhtest. Käesoleva töö raames ei ole seega sobivat näitajat, millega antud töö tulemusi kohandada. Nagu tabelist näha, siis kõikide uurimuste puhul kujuneb ettevaatava P/E hindamisviga suuremaks kui tagasivaatava P/E puhul. Autori arvates on ka käesoleva töö arvutusmetoodika piisavalt konservatiivne (välja arvatud Yoo uurimuse puhul, kasutati mediaanväärtusi, mis vähendab ekstreemsete väärtuste mõju), et lugeda antud järeldusi usaldusväärseteks.

Tabel 4 sisuline tõlgendus oleks, et ettevõtte väärtuse hindamisel ettevaatava või tagasivaatava P/E kordajate abil saadud hinnang sisaldab endas hindamisviga. Näiteks Schreiner ja Spremanni (2007) tulemuste järgi peaks ettevõtte väärtuse hindaja kasutades tagasivaatavat P/E suhet arvestama, et saadud hinnang hälbib tegelikust tulemusest +/- 29,3% ning kasutades ettevaatavat P/E suhet hälbib hinnang tegelikust turuväärtusest +/- 24,4%.

Samas ei arvesta viimane tulemus analüütikute vigadega kohandatud aktsiapõhise kasumi prognoosimisel. Praktiliselt väljendudes tähendaks see, et antud juhtumil arvutab ettevõtte väärtuse hindaja võrdlusgrupi ettevõtete ettevaatava P/E kordaja mediaanväärtuse ning kohandab seda siis +/- 24,4%. Seejärel korrutatakse kohandatud ettevaatavad P/E väärtuskordajad hinnatava ettevõtte prognoositava kasumiga (EPS_1) ning saadakse ettevõtte väärtuse vahemikud. Samas aga ei arvestata siinkohal, et prognoositud kasum (EPS_1) hõlmab endas samuti hindamisviga. Seetõttu kohandabki autor tabelis 6 ettevaatava P/E väärtuskordajate abil saadud hinnangute viga, arvestamaks ka EPS_1 prognoosi hälbimisega tegelikust aktsiapõhisest kasumist.

Saadud tulemuste põhjal soovitab autor ettevõtte väärtuse hindamisel kasutada tagasivaatavat P/E väärtuskordajat, kuna see tagab täpsema tulemuse võrreldes ettevaatavat P/E suhet kasutades. Kuigi varasemate tööde tulemuste põhjal leiti, et kõige kitsam väärtusvahemik saadakse, kasutades ettevaatava P/E kordajat, siis arvestades ka analüütikute prognooside hälbimisega tegelikust tulemusest selgub, et tagasivaatava P/E kasutamine tagab täpsema hinnangu ettevõtte väärtuse kohta. Nagu käesoleva kui ka varasemate tööde põhjal analüütikute prognoositäpsuse kohta järeldada võib, pole antud prognoosid piisavalt täpsed, et ignoreerida prognooside hälbimise mõju ettevaatava P/E

kordaja põhjal leitud ettevõtte väärtusele. Seetõttu peaks väärtuse hindaja korrektse väärtushinnangu leidmisel antud tõsiasjaga ka arvestama. Autori arvates on tegu väga olulise täiendusega, sest varasemalt on väärtuskordajate põhise hindamise raames soovitatud kasutada ettevaatavat P/E kordajat. Seega ilmneb, et analüütikute prognoosivea arvestamisel on märkimisväärne mõju varasemate tööde tulemustele.

Kokkuvõtlikult võib autor käesoleva töö empiirilise osa põhjal järeldada, et analüütikute prognoosid on optimistlikud ning oluliselt optimistlikumad majanduslanguse perioodidel. Samuti järeldub, et analüütikute absoluutne prognoosiviga on suhteliselt suur, hälbides keskmiselt 36,7% tegelikust tulemusest. Isegi, kui kasutada sümmeetrilist protsentvea mõõdikut, mis silub ekstreemsete väärtuste mõju aritmeetilisele keskmisele, selgub, et analüütikute prognoosid kohandatud aktsiapõhise kasumi osas erinevad tegelikust kohandatud aktsiapõhisest kasumist 23%, mis on endiselt märkimisväärselt kõrge näitaja. Arvestades kordajatepõhise väärtuse hindamise meetodi rakendamisel ka analüütikute prognooside hälbimisega, võiks väita, et varasemate tööde tulemused ei ole ühemõtteliselt kindlad. Käesoleva analüüsi põhjal võib öelda, et ettevaatava P/E kordaja kasutamine tagab täpsema hinnangu ettevõtte väärtuse kohta kui tagasivaatava P/E kordaja rakendamine.

KOKKUVÕTE

Ettevõtte või omakapitali õiglase väärtuse hindamine on üks peamisi küsimusi majandusteaduse rahanduse suunal. Aastate jooksul on välja töötatud mitmeid ettevõtte väärtuse hindamise meetodeid ja mudeleid, kuid üks populaarsemaid meetodeid on võrdlushindamine ning selle üks alamliike väärtuskordajate põhine hindamine. Viimase laia leviku taga on just meetodi rakendamise lihtsus ning intuiitiivne tõlgendus.

Hindaja eesmärgiks aga lisaks meetodi lihtsale kasutatavusele, peaks olema ka saada võimalikult täpne hinnang ettevõtte väärtuse kohta. Sellel eesmärgil on läbi viidud mitmeid empiirilisi uurimusi, välja selgitamaks väärtuskordajaid, mille kasutamine tagab täpseima tulemuse ettevõtte väärtuse hindaja jaoks. Mitmed autorid nagu näiteks Liu, Nissim, Thomas (2002), Schreiner ja Spremann (2007), Tu (2010), Lie ja Lie (2002), Cheng ja McNamara (2000) ning Yoo (2006) on leidnud, et kõige täpsema hinnangu ettevõtte väärtuse kohta tagab P/E suhtarvu kasutamine.

Täpsemalt on omavahel võrreldud ka raporteeritud kasumite põhjal arvutatud ehk tagasivaatava P/E väärtuskordaja ning analüütikute prognoositud kasumite põhjal tuletatud ehk ettevaatava P/E väärtuskordaja täpsust ettevõtte väärtuse hindamisel. Selgub, et ettevaatava P/E kasutamine tagab täpsema hinnangu kui tagasivaatava P/E kasutamine. Ühtlasi on leitud, et mida pikema ajahorisondi kasumiprognoose kasutada, seda täpsemaks ettevõtte hinnatav väärtus muutub. Teoreetiliselt on see ka intuiitiivne tulemus, arvestades, et ettevõtte või aktiva väärtus on tuletatav tulevikus genereeritavate rahavoogude diskonteerimisel nüüdisväärtusesse.

Teisalt tuleb arvestada ka analüütikute oskusega kasumeid prognoosida. See tähendab, et ettevaatavate suhtarvude kasutamisel tuleks tähelepanu pöörata lisaks kasutatava suhtarvu täpsusele ka analüütikute prognooside täpsusele. Eriti kehtib see P/E suhtarvude puhul. Teoreetiliselt sõltub antud suhtarvu väärtus prognoositud kasumi kasvumäärast, dividendide väljamaksest ning ettevõtte riskitasemest.

Empiirilised uurimused eesotsas Beaver ja Morse (1978) ja Loughliniga (1996) on aga leidnud, et P/E suhtarvu väärtuse varieerumist seletab kõige paremini just prognoositav kasvumäär.

Seetõttu võibki ettevaatavaid suhtarve kasutades tekkida olukord, kus kasutatava väärtuskäituri prognoos ei ole korrektne ning sellest tulenevalt on antud näitaja põhjal arvutatud suhtarv samuti ebakorrektne. Ebakorreksete suhtarvude kasutamine viib omakorda valede järeldusteni ettevõtte hinnangulise väärtuse kohta. Kahjuks on võimalik aga ettevaatava suhtarvu väärtuse õigsuses veenduda alles tulemuste raporteerimise hetkel ehk tagasivaatavalt. Seega ettevaatavate suhtarvude kasutamisel ettevõtte väärtuse hindamisel peaks hindaja lisaks suhtarvu kasutades saadud hinnangu ebatäpsusele arvestama ka suhtarvu enda ebatäpsusega, mis tuleneb analüütikute prognoosivigadest.

Varasemad empiirilised uurimused väärtuskordajate täpsuse teemal pole arvestanud analüütikute prognooside täpsusega väärtuskordajate põhise hindamismeetodi kontekstis. Üheks põhjuseks võib olla väärtuskordajate põhise hindamismeetodi eeldus, mille kohaselt on turud informatsiooniliselt efektiivsed. Seetõttu peaks aktsiahindades kajastuma ka tõsiasi, et analüütikute prognoosid ei pruugi täpselt realiseeruda ning sellega eraldi arvestada pole vaja. Samas tõestasid Dechow *et al.* (2000), et aktsiahindades ei kajastu, vähemalt mitte täielikult, analüütikute prognoosiviga. Iseenesest ei tähenda see, et informatsiooniliselt efektiivse turu hüpoteesi eeldus ei oleks täidetud, kuna prognoosviga mõõdetakse absoluutsuurustes ning prognoosivea suund selgub alles tagantjärele. Seetõttu võib järeldada, et ettevaatavate suhtarvude rakendamisel peaks siiski arvestama analüütikute prognooside hälbumisega tegelikest tulemustest.

Analüütikute kasumiprognoside täpsuse kohta on leitud, et prognoosivead on küllaltki suured. Näiteks Dreman ja Berry (1995) analüüs näitas, et analüütikute prognoosid erinesid tegelikust kasumist keskmiselt 43,8%. Ka Brown (1997) leidis samasugust metoodikat kaustades, et analüütikute keskmine absoluutviga oli 59%. Niivõrd kõrged prognoosivead kinnitavad, et analüütikute prognoosivigade põhjal arvutatud P/E kordaja ei pruugi olla eriti täpne. Ühtlasi selgub, et analüütikute prognoosid on optimistlikud ehk prognoositav kasum on keskmiselt kõrgem kui raporteeritud kasum.

Lisaks on täheldatud, et mida pikem on prognoosiperiood, seda ebatäpsemaks muutuvad analüütikute kasumiprognosisid. Chopra (1998) leidis, et majandusaasta alguses ülehindasid analüütikud majandusaasta tegelikku kasumit 11,2%. Mida rohkem informatsiooni aga teatavaks sai, seda täpsemaks muutusid ka prognoosid. Näiteks majandusaasta kolmanda kvartali lõpus oli prognoos keskmiselt 3,6% tegelikust kasumist vastava majandusaasta kohta kõrgem. Sarnase järelduseni jõudsid ka Beckers *et al.* (2004), kelle analüüs näitas, et 24 kuud enne prognoosiperioodi lõppu olid analüütikute prognoosid 41% tegelikest kasumitest kõrgemad ning 12 kuud enne prognoosiperioodi lõppu ligikaudu 30% kõrgemad tegelikest tulemustest.

Seega valitseb kordajatepõhise väärtuse hindamise meetodi ning analüütikute prognoositäpsuse empiiriliste tööde tulemustes terav vastuolu. Ühel poolt soovitatakse kordajatepõhise meetodi rakendamisel võimalikult täpse ettevõtte väärtuse hinnangu saamiseks kasutada suhtarve, mis on konstrueeritud võimalikult pika prognoosiperioodiga väärtuskäituri põhjal. Teisalt aga märgitakse, et mida pikem prognoosiperiood, seda ebatäpsemaks prognoosid muutuvad. Siinkohal tõstatubki küsimus, kuidas on võimalik tuletada võimalikult täpne hinnang ettevõtte väärtuse kohta, kui selleks kasutatakse võimalikult ebatäpseid prognoose? Seetõttu peakski käesoleva magistr töö autori arvates vaatlema analüütikute prognoose kordajatepõhise hindamismeetodi kontekstis ning arvestama analüütikute prognooside hälbumisega tegelikest tulemustest, et välja selgitada ettevaatavaid väärtuskordajaid rakendades leitava ettevõtte väärtuse hinnangu täpsus.

Selleks, et hinnata ettevaatava P/E rakendamisel saadud ettevõtte väärtuse täpsust, mõõtis autor USA suuremate ettevõtete puhul analüütikute kasumiprognosiside vigu. Täpsemalt olid analüüsi kaasatud S&P 100 aktsiaindeksisse kuuluvate ettevõtete kohandatud aktsiapõhised kasumid, mida vaadeldi perioodil 1992-2012. Juhtudel, mil ettevõtte majandusaasta ei ühtinud kalendriaasta kvartalitega, olid andmed tagasiulatuvalt kättesaadavad kuni 1999. aastani. Kokku oli valimis 5621 vaatlust.

Analüütikute kasumiprognosiside mõõtmiseks kasutas autor absoluutseid protsentvigasid. Kuna analüütikute prognoosid võivad hälvida tegelikust kasumist nii üles- kui ka allapoole, siis aritmeetilise- või mediaankeskmise kasutamine positiivsete ja negatiivsete prognoosivigade puhul ei anna erilist informatsiooni analüütikute

prognoosivea ulatuse kohta. Samas ilmnes, et keskmine protsentviga oli negatiivne, mis tähendab, et analüütikute prognoosid olid optimistlikud ehk prognoosid kippusid olema kõrgemad kui tegelikult raporteeritud aktsiapõhised kohandatud kasumid. Üle kõikide perioodide oli keskmine prognoosiviga -4,6%, kuid selgus, et majanduslanguse perioodidel oli vastav näitaja -38,6%. Statistilised testid kinnitasid, et tegu on statistiliselt olulise erinevusega, millest autor järeldas, et analüütikute prognoosid on majanduslanguse perioodidel oluliselt optimistlikumad kui majandustõusu perioodidel.

Kui mõõta analüütikute prognoosivigasid absoluutsete protsentvigade aritmeetilise keskmisena (MAPE), selgus, et analüütikute prognoosid hälbisid tegelikust tulemusest 36,7%. Kasutades sümmeetrilisi absoluutseid protsentvigasid, mis vähendavad ekstreemsete väärtuste mõju, selgus, et analüütikute prognoosiviga oli keskmiselt 23,0% (sMAPE). See tähendab, et analüütikute järgneva nelja kvartali prognoosid olid üpriski ebatäpsed. Saadud tulemused olid enamjaolt vastavuses ka varasemate uurimuste tulemustega.

Selleks, et kohandada varasemate uurimuste tulemusi kordajatepõhise väärtuse hindamise täpsuse kohta, kasutas autor absoluutsete protsentvigade ning sümmeetriliste absoluutsete protsentvigade mediaankeskmisi. Samuti kasutati varasemates töödes toodud ettevaatava ja tagasivaatava P/E suhtarvude täpsuse mediaane (kui vastavad andmed avaldatud olid). Kuna prognoosivigades leidub hulgaliselt kõrgeid ja ekstreemseid väärtusi, siis mediaankeskmise kasutamine võimaldab autoril saada konservatiivsemad hinnangud ettevaatava ja tagasivaatava P/E väärtuskordaja täpsuse kohta, mis omakorda tagab käesolevas töös tehtud järelduste suurema usaldusväärsuse.

Seega kohandas autor varasemates töödes leitud ettevaatava P/E täpsust analüütikute prognoosivigadega. Olgu mainitud, et varasemate tööde puhul oli ettevaatava P/E väärtuskordaja abil leitud ettevõtte väärtuse hinnang täpsem, võrreldes tagasivaatava P/E rakendamisega. Pärast analüütikute prognoosivigade arvestamisega aga muutusid tulemused kõikide uurimuste puhul vastupidiseks. See tähendab, et tagasivaatava P/E abil leitud ettevõtte väärtuse hinnangu viga osutus väiksemaks kui ettevaatava P/E põhjal leitud väärtuse hinnangu viga. Seetõttu lükkas autor ümber varasemate tööde järeldused, mille kohaselt tagab ettevaatava P/E kasutamine täpsema hinnangu ettevõtte

väärtuse kohta ning soovib võimalikult täpse väärtuse hinnangu saamiseks kordajatepõhisel meetodil kasutada tagasivaatavat P/E kordajat.

Käesolev järeldus on väga huvipakkuv, sest see eemaldab vastuolu varasemate tööde soovitusel kasutada võimalikult pika perioodi kohta tehtud prognoose väärtuskordajate arvutamisel, et saada täpsem hinnang ettevõtte väärtuse kohta, samas kui analüütikute prognoositäpsus väheneb prognoosiperioodi pikenedes. Käesolevat teemat, võiks edasi arendada, analüüsides paralleelselt analüütikute prognoosivigadega samal perioodil ka erinevate väärtuskordajate täpsust ettevõtte väärtuse hindamisel, et tagada perioodide homogeensus. Huvitav oleks ka analüüsida, kuidas muutuvad tulemused teiste väärtuskordajate puhul kui arvestada analüütikute prognoosidega, ning kas ettevaatavad kordajad säilitavad oma eelise tagasivaatavate kordajate ees. Samuti võiks uurida uuemate andmete põhjal, kas ja kui palju sisalduvad aktsiahindades analüütikute prognoosivead.

VIIDATUD ALLIKAD

1. 2012 WFE Market Highlights. World Federation of Exchanges, 22. jaanuar 2013, 22 p. [<http://www.world-exchanges.org/files/statistics/2012%20WFE%20Market%20Highlights.pdf>] 19.03.2013
2. **Abarbanell, J. S.** Do Analysts' Earnings Forecasts Incorporate Information in Prior Stock Price Changes? – Journal of Accounting and Economics, 1991, Vol. 14, No. 2, pp. 147-165.
3. **Alexander, S. S.** Price Movements in Speculative Markets: Trends or Random Walks. – Industrial Management Review, 1961, Vol. 2, pp. 7-26.
4. **Beatty, R. P., Riffe, S. M., Thompson, R.** The Method of Comparables and Tax Court Valuations of Private Firms: An Empirical Investigation. – Accounting Horizons, 1999, Vol. 13, Issue 3, pp. 177-199.
5. **Beaver, W., Morse D.** What Determines Price-Earnings Ratios? – Financial Analysts Journal, 1978, Vol. 34, No. 4, pp. 65-76.
6. **Beckers, S., Steliaros, M., Thomson, A.** Bias in European Analysts' Earnings Forecasts. – Financial Analysts Journal, 2004, Vol. 60, Issue 2, pp. 74-85.
7. **Brown, L.** Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis: An Alternative Perspective. – Financial Analysts Journal, 1996, Vol. 52, Issue 1, pp. 40-47.
8. **Brown, L.** Analyst Forecasting Errors: Additional Evidence. – Financial Analysts Journal, 1997, Vol. 53, Issue 6, pp 81-88.

9. **Campbell, J. Y., Shiller, R. J.** Stock Prices, Earnings, and Expected Dividends. – The Journal of Finance, 1988, Vol. 43, No. 3, pp. 661-676.
10. **Cheng, A. C. S., McNamara, R.** The Valuation Accuracy of the Price-Earnings and Price-Book Benchmark Valuation Methods. – Review of Quantitative Finance and Accounting, 2000, No. 15, pp. 349-370.
11. **Cheng, Y., Liu, M. H., Qian, J.** Buy-side Analysts, Sell-side Analysts, and Investment Desicions of Money Managers. 2005, 39 p.
[<http://gatton.uky.edu/faculty/lium/bsa-021605-jfqa2.pdf>] 1.03.2013
12. **Chopra, V. K.** Why So Much Error in Analysts' Earnings Forecasts? – Financial Analysts Journal, 1998, Vol. 54, Issue 6, pp. 35-42.
13. **Christie, A. A.** On Cross-Sectional Analysis in Accounting Research. – Journal of Accounting and Economics, 1987, Vol. 9, Issue 3, pp. 231-258.
14. **Damodaran, A.** Investment Valuation: Tools and Techniques for Determining the Value of Any Asset. 2nd Edition. New York: John Wiley & Sons, 2002, 1372 p.
15. **Damodaran, A.** Valuation Approaches and Metrics. Holland: now Publishers Inc., 2005, 103 p.
16. **Dechow, P. M., Hutton, A. P., Sloan, R. G.** The Relation Between Analysts' Forecasts of Long-Term Earnings Growth and Stock Price Performance Following Equity Offerings. – Contemporary Accounting Research, 2000, Vol. 17, Issue 1, pp. 1-32.
17. **Dorfman, J. R.** Why Investors Fear Inflation: Investors' Jitters on Inflation Aren't Spooking Most Advisors. – Wall Street Journal, 1994, 14. september, C1, C3.
Viidatud White, B.C. What P/E Will the U.S. Stock Market Support? – Financial Analysts Journal, 2000, Vol. 56, No. 6, pp. 30-38 vahendusel.
18. **Dreman, D. N., Berry, M. A.** Analyst Forecasting Errors and Their Implications for Security Analysis. – Financial Analysts Journal, 1995, Vol. 51, Issue 3, pp. 30-41.

19. **Dugar, A., Nathan, S.** The Effect of Investment Banking Relationships on Financial Analysts' Earnings Forecasts and Investment Recommendations. – Contemporary Accounting Research, 1995, Vol. 12, No. 1, pp. 131-160.
20. **Elton, E. J., Gruber, M. J., Blake, C. R.** Survivorship Bias and Mutual Fund Performance. – The Review of Financial Studies, 1996, Vol. 9, No. 4, pp. 1097-1120.
21. **Fama, E. Blume, M. E.** Filter Rules and Stock-Market Trading. – The Journal of Business, 1966, Volume 39, Issue 1, Part 2: Supplement on Security Prices, pp. 226-241.
22. **Fama, E.** Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work. – Journal of Finance, 1970, Vol. 25, No. 2, pp. 383-417.
23. **Fama, E.** Market Efficiency, Long-Term Returns, And Behavioral Finance. – Journal of Financial Economics, 1998, Volume 49, Issue 3, pp. 283-306.
24. **Fama, E., French, K.** Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds. – Journal of Finance, 1993, Vol. 33, No. 1, pp. 3-56.
25. **Fernandez, P.** Valuation Using Multiples. How Do Analysts Reach Their Conclusions? 2001, 13 p. [<http://pruss.narod.ru/ValMult.pdf>] 14.02.2013
26. **Geen, K., Tashman, L.** Percentage Error: What Denominator? – Foresight: The International Journal of Applied Forecasting, 2009, Issue 12, pp. 36-40.
27. **Gilson, S. C., Hotchkiss, E. S., Ruback, R. S.** Valuation of Bankrupt Firms. – Review of Financial Studies, 2000, Vol. 13, No. 1, pp. 43-74.
28. **Goedhart, M., Koller, T., Wessels, D.** The Right Role for Multiples in Valuation. – McKinsey on Finance, 2005, Spring.
[<http://www3.nd.edu/~scorwin/fin70610/McKinsey%20on%20Multiples%202005.pdf>] 18.02.2013

29. **Groysberg, B., Healy, P. M., Maber, D. A.** What Drives Sell-Side Analyst Compensation at High-Status Investment Banks. – Journal of Accounting, 2011 Research, Vol. 49, No. 4, pp. 969-1000.
30. **Haugen, R. A., Lakonishok, J.** The Incredible January Effect: The Stock Market's Unsolved Mystery. Homewood: Irwin Professional Pub, 1992, 135 p. Viidatud Malkiel, B.G. The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. – The Journal of Economic Perspectives, 2003, Vol. 17, No. 1, pp. 59-82 vahendusel.
31. **Hong, H., Kubik, J. D.** Analyzing the Analysts: Career Concerns and Biased Earnings Forecasts. – The Journal of Finance, 2003, Vol. 58, No. 1, pp. 313-351.
32. **Hyndman, R. J., Koehler, A. B.** Another Look At Measures of Forecast Accuracy. – International Journal of Forecasting, 2006, Vol. 22, Issue 4, pp. 679-688.
33. **Ikoku, A. E., Hosseini, A., Okany, C. T.** Can Price-Earnings Ratios Predict Stock Prices? – The International Journal of Finance, 2010, Vol. 22, No. 4, pp. 6581-6611.
34. **Kadous, K., Mercer, M., Thayer, J.** Is There Safety in Numbers? The Effects of Forecast Accuracy and Forecast Boldness on Financial Analysts' Credibility with Investors. – Contemporary Accounting Research, 2009, Vol. 26, No. 3, pp. 933-968.
35. **Kasilingam, R., Ramasundaram, G.** Price Earnings Multiples: Actual Determinants, – SCMS Journal of Indian Management, 2011, Vol. 8, No. 3, pp. 106-118.
36. **Kim, M., Ritter, J. R.** Valuing IPOs. – Journal of Financial Economics, 1999, Vol. 53, No. 3, pp. 409-437.
37. **Lakonishok, J., Shleifer, A., Vishny, R. W.** Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk. – The Journal of Finance, 1994, Vol. 49, No. 5, pp. 1541-1578.

38. **Lamont, O.** Macroeconomic Forecasts and Microeconomic Forecasters. – NBER Working Paper Series, 1995, NBER Working Paper 5284, 37 p.
[<http://www.nber.org/papers/w5284>] 5.03.2013
39. **Lie, E., Lie, H. J.** Multiples Used to Estimate Corporate Value. – Financial Analysts Journal, 2002, Vol. 58, No. 2, pp. 44-54.
40. **Liu, J., Nissim, D., Thomas, J.** Cash Flow is King? Comparing Valuations Based on Cash Flow Versus Earnings Multiples. 2007, 19 p.
[http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=926428] 6.02.2013
41. **Liu, J., Nissim, D., Thomas, J.** Equity Valuation Using Multiples. – Journal of Accounting Research, 2002, Vol. 40, No. 1, pp. 135-172.
42. **Loughlin, J. J.** Determinants of the Price-Earnings Multiple for the Standard & Poor's 500 Composite Stock Index and the Effects of Determinants Volatility. 1996, Doctoral dissertation, St. Louis University, 172 p. Viidatud White, B.C. What P/E Will the U.S. Stock Market Support? – Financial Analysts Journal, 2000, Vol. 56, No. 6, pp. 30-38 vahendusel.
43. **Malkiel, B. G.** The Efficient Market Hypothesis and Its Critics. – The Journal of Economic Perspectives, 2003, Vol. 17, No. 1, pp. 59-82.
44. **Malkiel, B. G., Cragg, J. G.** Expectations and the Structure of Share Prices. – The American Economic Review, 1970, Vol. 60, No. 4, pp. 601-617.
45. **Montier, J.** Mind Matters – The Dangers of DCF. – Societe Generale, Strategy Research, 2008, 12 p. [http://csinvesting.org/wp-content/uploads/2012/10/Dangers-of-DCF_Mortier.pdf] 2.03.2013
46. **Ohlson, J., Juettner-Nauroth, B. E.** Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. – Review of Accounting Studies, 2005, Vol. 10, Issue 2-3, pp. 349-365.

47. **Ramnath, S., Rock, S., Shane, P.** The Financial Analyst Forecasting Literature: A Taxonomy With Sugegstions for Further Research. – International Journal of Forecasting, 2008, Volume 24, Issue 1, pp. 34-75.
48. **Reilly, F. K., Griggs, F. T., Wong, W.** Determinants of the Aggregate Stock Market Earnings Multiple. – Journal of Portfolio Management, Vol. 1, No. 1, pp. 36-45. Viidatud White, B.C. What P/E Will the U.S. Stock Market Support? – Financial Analysts Journal, 2000, Vol. 56, No. 6, pp. 30-38 vahendusel.
49. **Reinganum, M. R.** A New Empirical Perspective on the CAPM. – The Journal of Financial and Quantitative Analysis, 1981, Vol. 16, No. 4, pp. 439-462.
50. **Richardson, S., Teoh, S. H., Wysocki, P.** Tracking Analysts' Forecasts over the Annual Earnings Horizon: Are Analysts' Forecasts Optimistic or Pessimistic? 1999, University of Michigan Business School, Working paper, 45 p.
51. **Rose, G.** Mid-caps: Under-Researched and Under-Represented? Morningstar, 23. november 2011. [<http://www.morningstar.co.uk/uk/news/68992/mid-caps-under-researched-and-under-represented.aspx>] 19.03.2013
52. S&P Dow Jones Indices: S&P U.S. Indices Methodology. S&P Dow Jones Indices, March 2013, 29 p.
[http://us.spindices.com/documents/methodologies/methodology-sp-us-indices.pdf?force_download=true] 19.03.2013
53. **Schreiner, A.** Equity Valuation Using Multiples: An Empirical Investigation. 2007, University of St. Gallen, Dissertation no. 3313, 188 p.
[[http://www1.unisg.ch/www/edis.nsf/SysLkpByIdentifier/3313/\\$FILE/dis3313.pdf](http://www1.unisg.ch/www/edis.nsf/SysLkpByIdentifier/3313/$FILE/dis3313.pdf)] 18.02.2013
54. **Schreiner, A., Spremann, K.** Multiples and Their Valuation Accuracy in European Equity Markets. 2007, 34 p. [<http://leeds-faculty.colorado.edu/bhagat/multiples-valuation-accuracy.pdf>] 20.10.2012

55. **Swanson, D. A., Tayman, J., Bryan, T. M.** MAPE-R: A Rescaled Measure of Accuracy for Cross-Sectional, Subnational Forecasts. – Journal of Population Research, 2011, Vol. 28, Issue 2/3, pp. 225-243.
56. **Zarowin, P.** What Determines Earnings-Price Ratios: Revisited. – Journal of Accounting, Auditing & Finance, 1990, Vol. 5, Issue 3, pp. 439-454.
57. **Tu, D.** Optimal Multiple Valuation Method Considerations Using European Companies. 2010, Department of Business Economics, Erasmus University Rotterdam, 142 p. [<http://oaithesis.eur.nl/ir/repub/asset/7271/280153tuma0610.pdf>] 18.02.2013
58. **White, B. C.** What Price to Earnings Ratio Will the Stock Market Support. 1997, Working paper. Viidatud White, B.C. What P/E Will the U.S. Stock Market Support? – Financial Analysts Journal, 2000, Vol. 56, No. 6, pp. 30-38 vahendusel.
59. **Yoo, Y. K.** The Valuation Accuracy of Equity Valuation Using A Combination of Multiples. – Review of Accounting and Finance, 2006, Vol. 5, No. 2, pp. 108-123.

LISAD

Lisa 1. S&P 100 indeksisse kuuluvad ettevõtted seisuga 21.11.2012.

Nimi	Sümbol	Sektor
Apple Inc	AAPL	Tehnoloogia
Abbot Laboratories	ABT	Tervishoid
Accenture plc	ACN	Tehnoloogia
American Electric Power Co	AEP	Kommunaalettevõte
The Allstate Corporation	ALL	Finants
Amgen Inc	AMGN	Tervishoid
Amazon.com Inc	AMZN	Teenused
Apache Corp.	APA	Toorained
Anadarko Petroleum Corporation	APC	Toorained
American Express Company	AXP	Finants
The Boeing Company	BA	Tööstuskaubad
Bank of America Corporation	BAC	Finants
Baxter International Inc.	BAX	Tervishoid
Baker Hughes Incorporated	BHI	Toorained
The Bank of New York Mellon Corporation	BK	Finants
Bristol-Myers Squibb Company	BMJ	Tervishoid
Berkshire Hathaway Inc.	BRK/B	Konglomeraat
Citigroup, Inc.	C	Finants
Caterpillar Inc.	CAT	Konglomeraat
Colgate-Palmolive Co.	CL	Tarbekaubad
Comcast Corporation	CMCSA	Teenused
Capital One Financial Corp.	COF	Finants
ConocoPhillips	COP	Toorained
Costco Wholesale Corporation	COST	Teenused
Cisco Systems, Inc.	CSCO	Tehnoloogia
CVS Caremark Corporation	CVS	Teenused
Chevron Corp	CVX	Toorained
E. I. Du Pont de Nemours and Company	DD	Toorained
Dell Inc.	DELL	Tehnoloogia
Walt Disney Co.	DIS	Teenused
The Dow Chemical Company	DOW	Toorained
Devon Energy Corporation	DVN	Toorained
eBay Inc.	EBAY	Teenused
EMC Corporation	EMC	Tehnoloogia
Emerson Electric Co.	EMR	Tööstuskaubad
Exelon Corporation	EXC	Kommunaalettevõte
Ford Motor Co.	F	Tarbekaubad

Lisa 1 järg

Nimi	Sümbol	Sektor
Freeport-McMoRan Copper & Gold Inc.	FCX	Toorained
FedEx Corporation	FDX	Teenused
General Dynamics	GD	Tööstuskaubad
General Electric Company	GE	Tööstuskaubad
Gilead Sciences Inc.	GILD	Tervishoid
Google Inc.	GOOG	Tehnoloogia
The Goldman Sachs Group, Inc.	GS	Finants
Halliburton Company	HAL	Toorained
The Home Depot, Inc.	HD	Teenused
H.J. Heinz Company	HNZ	Tarbekaubad
Honeywell International Inc.	HON	Tööstuskaubad
Hewlett-Packard Company	HPQ	Tehnoloogia
International Business Machines Corporation	IBM	Tehnoloogia
Intel Corporation	INTC	Tehnoloogia
Johnson & Johnson	JNJ	Tervishoid
JPMorgan Chase & Co.	JPM	Finants
The Coca-Cola Company	KO	Tarbekaubad
Eli Lilly and Company	LLY	Tervishoid
Lockheed Martin Corporation	LMT	Tööstuskaubad
Lowe's Companies Inc.	LOW	Teenused
Mastercard Incorporated	MA	Teenused
McDonald's Corp.	MCD	Teenused
Mondelez International, Inc.	MDLZ	Tarbekaubad
Medtronic, Inc.	MDT	Tervishoid
MetLife, Inc.	MET	Finants
3M Co.	MMM	Konglomeraat
Altria Group Inc.	MO	Tarbekaubad
Monsanto Company	MON	Toorained
Merck & Co. Inc	MRK	Tervishoid
Morgan Stanley	MS	Finants
Microsoft Corporation	MSFT	Tehnoloogia
Nike Inc.	NKE	Tarbekaubad
National Oilwell Varco, Inc.	NOV	Toorained
Norfolk Southern Corp.	NSC	Teenused
News Corp.	NWSA	Teenused
Oracle Corporation	ORCL	Tehnoloogia
Occidental Petroleum Corporation	OXY	Toorained
Pepsico, Inc.	PEP	Tarbekaubad
Pfizer Inc.	PFE	Tervishoid
Procter & Gamble Co.	PG	Tarbekaubad
Philip Morris International	PM	Tarbekaubad
QUALCOMM Incorporated	QCOM	Tehnoloogia
Raytheon Co.	RTN	Tööstuskaubad
Starbucks Corporation	SBUX	Teenused
Schlumberger Limited	SLB	Toorained

Lisa 1 järg

Southern Company	SO	Kommunaalettevõte
Simon Property Group Inc.	SPG	Finants
AT & T, Inc	T	Tehnoloogia
Target Corp.	TGT	Teenused
Time Warner Inc.	TWX	Teenused

Allikas: (Yahoo! Finance, autori koostatud).

Lisa 2. Viimase nelja kvartali tegelikud (EPS_0) ning järgmise nelja kvartali prognoositud (EPS_1) kohandatud aktsiapõhise puhaskasumi keskmised ettevõtete lõikes.

	AAPL	ABT	ACN	AEP	ALL	AMGN	AMZN	APA	APC	AXP
EPS_0	6,35	2,30	2,10	2,91	3,23	2,28	1,56	4,17	2,62	2,16
EPS_1	3,34	2,24	2,00	2,87	3,65	2,13	2,23	3,63	1,84	2,13
	BA	BAC	BAX	BHI	BK	BMJ	BRK/B	C	CAT	CL
EPS_0	2,79	2,43	2,10	2,05	2,49	1,64	-	25,57	2,99	2,49
EPS_1	2,88	2,76	2,13	2,03	2,51	1,70	-	24,95	2,63	2,39
	CMCSA	COF	COP	COST	CSCO	CVS	CVX	DD	DELL	DIS
EPS_0	1,13	4,30	4,51	2,26	0,95	1,34	5,04	2,50	1,17	1,25
EPS_1	0,96	3,74	4,07	2,29	0,99	1,34	4,40	2,80	1,19	1,28
	DOW	DVN	EBAY	EMC	EMR	EXC	F	FCX	FDX	GD
EPS_0	2,16	3,62	0,87	0,52	1,85	6,35	1,62	1,90	4,17	3,34
EPS_1	2,32	3,71	0,85	0,54	1,89	2,00	1,54	1,91	4,31	3,23
	GE	GILD	GOOG	GS	HAL	HD	HNZ	HON	HPQ	IBM
EPS_0	1,29	1,71	18,87	11,37	1,28	1,95	2,56	2,55	2,32	5,67
EPS_1	1,24	1,00	19,01	11,03	1,20	1,93	2,63	2,54	2,46	5,20
	INTC	JNJ	JPM	KO	LLY	LMT	LOW	MA	MCD	MDLZ
EPS_0	1,09	2,71	3,71	1,04	2,74	4,32	1,33	12,66	2,19	-
EPS_1	0,99	2,57	3,39	1,02	2,68	4,17	1,32	9,81	2,03	-
	MDT	MET	MMM	MO	MON	MRK	MS	MSFT	NKE	NOV
EPS_0	2,16	3,73	3,27	3,17	2,83	2,66	3,11	1,15	2,59	2,13
EPS_1	2,17	3,93	3,19	3,37	3,06	2,57	3,63	1,04	2,56	1,75
	NSC	NWSA	ORCL	OXY	PEP	PFE	PG	PM	QCOM	RTN
EPS_0	2,55	1,26	0,92	3,31	2,27	1,43	2,30	4,14	1,01	3,08
EPS_1	2,50	0,98	0,95	2,95	2,28	1,37	2,26	3,70	0,95	3,03
	SBUX	SLB	SO	SPG	T	TGT	TWX	TXN	UNH	UNP
EPS_0	0,49	1,73	1,98	2,71	2,04	2,72	2,56	1,06	1,78	2,83
EPS_1	0,45	1,76	1,97	1,89	2,16	2,72	2,55	0,91	1,56	2,81
	UPS	USB	UTX	V	VZ	WAG	WFC	WMB	WMT	XOM
EPS_0	3,19	1,95	2,67	4,37	2,44	1,69	2,49	1,04	2,77	3,86
EPS_1	3,16	1,95	2,47	3,56	2,54	1,71	2,30	1,06	2,69	3,42

Allikas: (Autori koostatud).

Lisa 3. Analüütikute keskmised protsentvead (PE) valimi ettevõtete lõikes.

	AAPL	ABT	ACN	AEP	ALL	AMGN	AMZN	APA	APC	AXP
PE	-21,4%	1,5%	4,6%	0,4%	-37,6%	7,6%	-69,1%	-62,1%	-15,8%	-2,5%
	BA	BAC	BAX	BHI	BK	BMJ	BRK/B	C	CAT	CL
PE	-48,5%	-86,8%	-5,2%	-31,6%	-1,7%	-4,1%	-	-0,8%	5,4%	3,0%
	CMCSA	COF	COP	COST	CSCO	CVS	CVX	DD	DELL	DIS
PE	14,7%	-11,6%	-11,2%	-1,5%	-9,9%	-26,8%	-4,2%	-20,6%	-5,4%	-7,4%
	DOW	DVN	EBAY	EMC	EMR	EXC	F	FCX	FDX	GD
PE	-47,1%	-7,6%	14,9%	5,0%	2,3%	2,7%	0,4%	-111,3%	-7,6%	9,7%
	GE	GILD	GOOG	GS	HAL	HD	HNZ	HON	HPQ	IBM
PE	1,5%	63,4%	10,6%	-28,3%	-39,6%	1,4%	-3,5%	3,4%	-16,6%	9,7%
	INTC	JNJ	JPM	KO	LLY	LMT	LOW	MA	MCD	MDLZ
PE	0,7%	5,9%	-24,4%	1,4%	-6,5%	3,3%	2,7%	26,1%	4,7%	-
	MDT	MET	MMM	MO	MON	MRK	MS	MSFT	NKE	NOV
PE	0,7%	-18,5%	0,4%	-8,6%	-11,4%	3,1%	-263,2%	11,4%	0,7%	-12,1%
	NSC	NWSA	ORCL	OXY	PEP	PFE	PG	PM	QCOM	RTN
PE	-15,8%	21,2%	0,7%	-129,6%	-3,1%	3,0%	2,7%	9,8%	-212,5%	-7,8%
	SBUX	SLB	SO	SPG	T	TGT	TWX	TXN	UNH	UNP
PE	-4,2%	-9,1%	0,0%	26,3%	-5,3%	-2,4%	-9,0%	-8,6%	8,4%	-32,0%
	UPS	USB	UTX	V	VZ	WAG	WFC	WMB	WMT	XOM
PE	-1,0%	-3,8%	8,3%	19,3%	-6,5%	-1,1%	5,2%	-24,7%	2,9%	9,3%

Allikas: (Autori koostatud).

Lisa 4. Analüütikute prognooside absoluutsete protsentvigade aritmeetilised- ja mediaankeskmsed ettevõtete lõikes.

	AAPL	ABT	ACN	AEP	ALL	AMGN	AMZN	APA	APC	AXP
MAPE	99,9%	5,9%	6,3%	10,8%	57,7%	9,6%	81,1%	110,1%	73,7%	19,8%
MdAPE	52,8%	5,7%	6,3%	7,1%	23,6%	8,6%	24,2%	47,0%	42,9%	10,2%
	BA	BAC	BAX	BHI	BK	BMJ	BRK/B	C	CAT	CL
MAPE	72,8%	105,8%	12,9%	61,7%	11,6%	11,9%	-	25,3%	36,0%	6,4%
MdAPE	29,3%	14,7%	8,9%	29,5%	10,9%	8,0%	-	11,8%	25,5%	5,9%
	CMCSA	COF	COP	COST	CSCO	CVS	CVX	DD	DELL	DIS
MAPE	14,7%	44,8%	51,7%	4,7%	28,0%	41,2%	39,4%	40,1%	18,1%	26,5%
MdAPE	15,5%	15,1%	30,3%	3,3%	13,0%	12,7%	29,1%	23,2%	11,0%	20,3%
	DOW	DVN	EBAY	EMC	EMR	EXC	F	FCX	FDX	GD
MAPE	79,6%	57,7%	21,5%	28,2%	12,9%	8,1%	37,3%	143,7%	19,8%	11,8%
MdAPE	36,4%	42,3%	18,8%	16,3%	11,7%	7,7%	40,7%	41,3%	11,2%	10,4%
	GE	GILD	GOOG	GS	HAL	HD	HNZ	HON	HPQ	IBM
MAPE	10,5%	63,4%	14,9%	61,4%	73,6%	14,1%	8,1%	18,3%	28,7%	14,6%
MdAPE	6,2%	61,8%	10,9%	35,7%	30,0%	12,2%	6,7%	14,5%	11,7%	10,1%
	INTC	JNJ	JPM	KO	LLY	LMT	LOW	MA	MCD	MDLZ
MAPE	31,7%	6,1%	65,8%	7,5%	16,0%	24,4%	10,2%	26,1%	9,3%	-
MdAPE	23,7%	5,9%	38,0%	6,5%	7,5%	18,9%	10,0%	21,3%	7,7%	-
	MDT	MET	MMM	MO	MON	MRK	MS	MSFT	NKE	NOV
MAPE	3,4%	34,4%	9,6%	16,0%	25,5%	7,6%	285,2%	17,0%	6,6%	50,8%
MdAPE	2,6%	21,4%	8,8%	5,0%	17,2%	6,0%	21,7%	15,5%	6,0%	28,1%
	NSC	NWSA	ORCL	OXY	PEP	PFE	PG	PM	QCOM	RTN
MAPE	34,0%	24,5%	11,0%	174,1%	9,5%	8,6%	6,2%	11,0%	242,5%	24,0%
MdAPE	14,7%	18,2%	9,8%	41,8%	6,1%	6,9%	5,9%	11,8%	18,9%	14,3%
	SBUX	SLB	SO	SPG	T	TGT	TWX	TXN	UNH	UNP
MAPE	25,7%	27,9%	5,6%	27,1%	12,6%	11,7%	35,3%	61,6%	19,6%	47,1%
MdAPE	16,7%	20,1%	4,3%	29,2%	8,9%	9,1%	18,7%	40,1%	21,5%	18,7%
	UPS	USB	UTX	V	VZ	WAG	WFC	WMB	WMT	XOM
MAPE	14,3%	21,9%	9,7%	19,3%	14,7%	4,8%	23,3%	52,8%	4,2%	26,2%
MdAPE	10,3%	15,1%	10,8%	18,8%	9,7%	3,7%	26,1%	26,2%	3,8%	21,4%

Allikas: (Autori koostatud).

SUMMARY

ACCURACY OF TRAILING AND FORWARD P/E RATIO IN CASE OF VALUATION OF PUBLIC COMPANIES

Vallo Lees

Company valuation is one of the most important problems prevailing in financial economics. Accurate valuation about a company is of great interest for shareholders, potential investors, creditors, trustees. Over time there have been developed numerous models and methods, but one method getting considerable traction is the relative valuation method. Relative valuation method estimates a firm's stock price by using multiples of comparable firms. Its simplicity and ease of use makes it one of the most popular methods for getting a value estimate for a company.

Although simple and quick, one must keep in mind that the value estimate should also be as accurate as possible. Previous studies have concentrated on finding multiples that have the greatest valuation accuracy. Most studies have shown that the most accurate valuations are achieved using P/E multiples. Specifically it has been shown that forward P/E multiples have better accuracy than trailing P/E multiples. Many authors have also found that the performance of forward multiples improves if the value driver's forecast horizon lengthens.

When dealing with forward multiples we need to use forecasts. Forecasts are typically provided by sell-side analysts. But previous studies have shown that even professional analysts cannot predict future earnings very accurately. In fact, analyst accuracy varies considerably from actual results. That in turn raises questions about using a multiple which value driver, based on forecasts, might turn out to be actually very different from the forecasted value. Previous studies have not taken this into account and therefore the aim of this paper is to fill that void.

The reason why previous works have ignored the accuracy of analyst forecasts is the assumption of efficient markets. In an informational efficient market stock prices should reflect the fact that earnings forecasts are not completely accurate. Therefore the inaccuracy of the earnings forecast is already included in the P/E ratio. Nevertheless, empirical studies have come to a conclusion that stock prices do not reflect the error in analyst forecasts. That does not necessarily imply that markets are inefficient. Because forecast errors are measured in absolute percentage terms, the direction of the error is known only when the actual earnings are announced. For that reason earnings forecast errors cannot be and are not reflected in a firm's stock price.

The aim of this paper is to explain the valuation error of trailing and forward P/E while incorporating analysts' forecast accuracy. To achieve this purpose the author establishes the following assignments:

- 1) establishing theoretical overview of analysts' forecast accuracy in the context of relative valuation,
- 2) addressing theoretical and empirical evidence of factors affecting the value of the P/E ratio,
- 3) reviewing literature of valuation error using the multiple valuation approach,
- 4) compiling a sample from the biggest US companies to be used in empirical analysis,
- 5) measuring the forecast accuracy of analysts' earnings estimates,
- 6) adjusting the results of previous studies about valuation error to find out the valuation accuracy of trailing and forward P/E.

Regarding the forecast accuracy of analysts' earnings estimates it has been found that forecast errors are quite large. For example, the empirical analysis of Dreman and Berry (1995) concluded that the mean deviation of analysts' estimates from the actual earnings was 43,8%. Also Brown (1997) used the same methodology and showed that the mean absolute percentage forecast error was 59%. These findings validate the fact that the values of forward P/E ratios might be notably incorrect. It also has been shown that on average, analysts tend to be overly optimistic in their forecasts, that is the estimated value of earnings per share is higher than the reported earnings per share.

Interestingly it has been found that analyst forecast accuracy deteriorates when the forecast horizon lengthens. For instance, Chopra (1998) studied the accuracy changes over time of a forecast. He noted that at the start of the fiscal year earnings were on average overestimated by about 11,2%. As more information became available the forecast error decreased. By the end of the third quarter, the excessive optimism was 3,6%. Beckers *et al.* (2004) found similar results. Their analysis found that for a 24 month horizon analysts overestimated the actual earnings by 41% and for a 12 month period analysts' earnings forecasts were 30% higher than the actual results.

Therefore there is a sharp discrepancy between the works about valuation multiples and analysts forecast accuracy. On one hand previous studies about multiple valuations suggest using the longest forecast available for a value driver to achieve the most accurate valuation estimate. On the other hand it has been shown that the longer the forecast horizon, the more inaccurate the forecast becomes. So an important question arises – how can one achieve the most accurate valuation estimate while using the least accurate forecasts? This is why the author of this paper is convinced that in order to determine the true accuracy of forward multiples, analyst forecast accuracy must be included.

In order to evaluate the valuation accuracy of forward P/E ratio, a sample of 100 US firms was constructed to measure earnings forecast accuracy of those companies. Specifically, firms included in the sample were the members of the S&P 100 equity index in the period of 1992-2012. In certain cases where the fiscal year of the firm did not align with the quarters of the calendar year, data was available until 1999. In all, there were 5621 observations in the sample.

To measure the accuracy of analysts' adjusted earnings per share forecasts, absolute percentage errors were used. Because the forecasts can be higher or lower than the actual reported earnings, simple arithmetic mean or median does not describe the true magnitude of forecast errors. Nevertheless it was found that the mean percentage error was negative, suggesting that on average analysts' forecasts were optimistic. Over the entire timeframe the mean percentage error was -4,6%. Interestingly it was found that during recessions the mean percentage error was -38,6%. Statistical tests confirmed that during recessions analysts are significantly more optimistic than during expansions.

The mean absolute percentage error (MAPE) was 36,7%, fairly consistent with previous studies and shows that the deviation of analysts' forecasts was quite large. The author also used symmetrical absolute percentage error to diminish the influence of extreme values on the mean and found that on average analysts' forecast error was 23,0% (sMAPE). All in all it can be said that analysts are on average rather inaccurate.

In order to remain conservative and eliminate the influence of extreme values, medians of absolute percentage errors were used, when adjusting the previous studies findings about valuation accuracy of P/E ratios. The author believes that this approach ensures the reliability of the findings of this paper.

So the author adjusted the valuation accuracy of forward P/E ratios with analysts' forecast accuracy. As a remainder, previous studies had found that using forward P/E multiples guarantees a lower valuation error than using trailing P/E multiples. However, when analysts' forecast errors were incorporated the conclusions were the opposite for all the previous studies. This means that when taking into account analysts' forecast errors, trailing P/E gives a more accurate valuation estimate than forward P/E. Therefore the results of previous studies are rejected and in order to achieve the most accurate valuation estimate, the author suggests using trailing P/E multiple instead of forward P/E multiple.

The findings of this paper are quite interesting, falsifying the results of previous studies and eliminating the discrepancy between previous works about valuation estimate accuracy and analysts' forecast accuracy. There are plenty different research aspects that can complement the findings of this paper. For example, one should analyze simultaneously analyst forecast errors and the valuation accuracy of different multiples. It would also be interesting to find out if and how do valuation accuracies change when dealing with other trailing and forward multiples. Also one could analyze, using present-day data, to what extent are analysts' forecasts errors reflected in stock prices.

Lihtlitsents lõputöö reprodutseerimiseks ja lõputöö üldsusele kättesaadavaks tegemiseks

Mina

Vallo Lees

(autori nimi)

(sünnikuupäev: 30.04.1989)

1. annan Tartu Ülikoolile tasuta loa (lihtlitsentsi) enda loodud teose Ettevaatava ja ajaloolise P/E kordaja täpsus börsil noteeritud ettevõtte väärtuse hindamisel,

(lõputöö pealkiri)

mille juhendaja on

Mark Kantšukov,

(juhendaja nimi)

- 1.1.reprodutseerimiseks säilitamise ja üldsusele kättesaadavaks tegemise eesmärgil, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace-is lisamise eesmärgil kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni;
 - 1.2.üldsusele kättesaadavaks tegemiseks Tartu Ülikooli veebikeskkonna kaudu, sealhulgas digitaalarhiivi DSpace'i kaudu kuni autoriõiguse kehtivuse tähtaja lõppemiseni.
2. olen teadlik, et punktis 1 nimetatud õigused jäävad alles ka autorile.
 3. kinnitan, et lihtlitsentsi andmisega ei rikuta teiste isikute intellektuaalomandi ega isikuandmete kaitse seadusest tulenevaid õigusi.

Tartus, **21.05.2013**